

## 변동성 요소분해모형을 이용한 한국주가의 장·단기변동성의 관련성에 대한 연구

이경희

강원대학교 박사수료, 제1저자  
(khl@kangwon.ac.kr)

김경수

강원대학교 교수, 교신저자  
(iwilldoit@kangwon.ac.kr)

---

본 연구는 변동성 요소분해모형(ACGARCH)을 이용하여 6개의 국가의 주가지수의 변동성을 추정하여 각각 일시적 요소와 영구적 요소로 분해한 후 관련성을 조사하고자 하였다.

본 연구를 요약하면, 첫째, Engle and Lee(1993)의 단기변동성( $\gamma$ )에서 위기전의 일본과 영국, 위기중의 프랑스를 제외하고 다른 모든 기간에서 유의한 거의 양(+)의 값으로 레버리지효과와 일시적(단기)비대칭 변동성이 존재하였다. 둘째, Hadsell(2006)의 시간가변 단기변동성( $\alpha+0.5\gamma+\beta$ )은 이전의 기간보다 평균회귀기간(위기후)에서 변동성이 더욱 현저하게 증가되지 않았다. 그리고  $\alpha+0.5\gamma+\beta$ 는 평균회귀기간의 한국이 가장 높고  $\alpha+0.5\gamma+\beta$ 의 평균값을 통해 음(-)의 충격으로 인한 일시적 변동성요소가 저변동성국면에서 보다 고변동성국면에서 더욱 낮게 나타났다. 셋째, Engle and Lee(1993)의 장기변동성( $\rho$ )의 평균값의 결과, 위기전에서 주식시장의 영구적 변동성요소가 증가하고 비대칭성은 확대되었으므로 위기중에도 증가하였으나, 반면에 위기후에는 약간 감소하였다.

따라서 본 연구는 아시아의 금융위기 이후의 변동성은 단기변동성으로 인한 것이 아니라 장기변동성의 증가로 인한 것으로 판단할 수 있고 부호와 규모 검정에서 변동성의 레버리지효과 또는 비대칭성의 존재가 확인되었으며 다변량 VEC와 비대칭 BEKK모형을 통해 6개 자국시장 또는 시장간에 조건부 평균전이효과와 변동성전이효과 및 비대칭효과 등이 기간에 따라 차이는 있을지라도 대부분 존재하였으므로 여러 주식시장간에 밀접한 관련성을 확인하였다.

---

핵심주제어 : ACGARCH, 변동성, 레버리지, 비대칭성.

---

▷ 논문접수(2014. 5. 18), ▷ 심사완료(2014. 11. 21), ▷ 게재확정(2014. 12. 1)

## I. 서론

연구자와 시장참여자를 위한 연구에서 금융시장의 변동성은 오랜 동안 선호되는 주제가 되고 있다. 어떤 시기동안 변동성은 시간가변하고 고변동성 또는 저변동성의 기간에서는 집중되는 경향이 있다(Mandelbrot, 1963; Fama, 1965). Engle(1982)의 자기회귀 조건부 이분산(ARCH)모형과 Bollerslev(1986)의 일반화 ARCH(GARCH)모형은 확실히 이러한 정형화된 사실을 모델링하는데 가장 우수한 방법이 되고 있다. 이를 바탕으로 고빈도자료의 이용이 용이해짐에 따라 이론적 모형에 의해서 영향을 받은 체계적인 변동성모형에 도움을 주는 문헌이 많이 등장하고 있다(Bollerslev et al., 1992; Degiannakis and Xekalaki, 2005). 그러나 금융시계열의 일부 규칙적인 패턴들은 GARCH모형의 평균과 분산식의 단순한 개선으로 재현하기는 어려울 듯하다.

Ding and Granger(1996)는 수익률제곱의 자기상관함수의 감쇄율을 연구하고 GARCH모형이 기하급수적으로 감소하지 않는다는 것을 보여 주었다. 실제로 표본의 자기상관은 일반적으로 초기에 기하급수적으로 보다 빠르게 감소한 다음 훨씬 더 느리게 감소하며 시차가 장기일 때는 유의하게 양(+)의 값으로 존재한다. 이러한 행태는 서로 다른 기간을 통제할 다른 변동성 요소의 존재를 명확히 나타낸다. 일부 변동성 요소가 매우 큰 규모의 단기적 효과가 있을 수 있으나, 하지만, 아주 빨리 사라질 수도 있다. 요소들 중의 일부가 상대적으로 작은 단기적 효과가 있지만 이들은 오랜 기간 동안 장기적으로 지속할 수도 있다.

주식 인덱스 VaR 예측을 개선시키기 위하여 Degiannakis(2004)는 조건부 분산의 분수적분 뿐만 아니라 잔차 조건부 분포의 비대칭성은 명시적으로 모델링할 가치가 있다는 것을 보여 주었다. 또 다른 맥락에서 Nelson(1990)과 Pagan and Schwert(1990)를 포함한 여러 저자들은 변동성이 불안정한 과정이 있다고 주장하였다. 변동성 과정의 단위근의 존재는 또한 변동성에 내재된 두 가지 요소(확률적 추세와 일시적 요소)의 존재를 나타내었다. 최근에 Hwang and Satchell(2005)은 횡단면 변동성을 이용한 새로운 GARCH모형을 개발하였다. 여기에 특정자산의 변동성은 두 가지 이분산 요소에 의해 산출된다. 즉 하나는 자산별 특성이 되는 요소와 다른 하나는 개별 변동성의 횡단면 평균으로 간주될 수 있는 시장변동성을 대표하는 요소를 말한다. 또 다른 방법을 사용하는 Gallagher(1999)는 주가에 내재된 일시적 요소와 영구적 요소의 존재를 발견하였다.

조건부 분산은 변동성의 단기와 장기 움직임을 설명하기 위해서 두 가지 요소를 포함할 수 있다는 가능성을 이해하고서 Engle and Lee(1993)는 조건부 분산이 영구적 요소 또는 추세 그리고 일시적 요소로 분해된다는 가정하에 Component GARCH(CGARCH)모형을 소개하였다. 모형은 특별한 경우에는 전통적인 GARCH(단일 요소)모형이 될 수 있고, 또한 변

동성 과정에 두 가지 요소를 도입할 필요성을 조사하는 복합적인 체계를 제공한다. 두 가지 주가지수, 즉 S&P500과 NIKKEI225를 사용하여 Engle and Lee(1993)는 기존의 GARCH모형 보다 이러한 새로운 사양의 우수성을 보여 주었다. 저자의 모형에서 이러한 사양은 단기와 장기 효과에 대하여 직관적으로 해석하면서 동시에 GARCH설정에서 요소변동성을 통합하려는 독특한 시도를 나타내었다. 따라서 이것은 변동성의 두 가지 요소의 설명변수를 조사하기 위한 흥미로운 체계를 나타낼 수 있었다. 이러한 상황에서, 흥미로운 연구문제는 CGARCH모형이 금융자료의 광범위한 범위에서 적용 가능한가를 조사하는데 있다.

따라서 본 연구는 Engle and Lee(1993)의 모형에 비대칭을 추가한 Asymmetric Component GARCH, 즉 ACGARCH모형을 이용하여 1990년 1월부터 2014년 3월까지 한국을 포함한 6개의 국가의 주가지수의 변동성을 추정하여 각각 일시적·영구적 요소로 분해한 후 요소의 지속성, 레버리지와 비대칭효과 등의 존재여부와 관련성을 조사하고자 한다.

순전히 통계적인 수준에서 다른 내재된 모형의 순위는 표준우도비 절차를 이용하여 획득될 수 있다. 그리고 분산과정의 분해는 장기변동성 과정이 통합되는 여부 뿐만 아니라 추세와 일시적 요소의 평균회귀의 속도를 평가할 수 있게 허용된다. 전통적인 GARCH모형과 Engle and Lee(1993)의 CGARCH모형간의 차이를 더 잘 이해하고 이들의 비교 장점의 객관적인 순위를 제공하기 위한 롤 오버 추정 방법은 서로 다른 시간대에 대한 분산(변동성) 예측치를 계산하고 이들의 정확성을 비교하는데 사용된다. 따라서 모형은 상대적인 예측치에 대한 표본의 예측치를 검정한다.

## II. 자료와 연구방법

### 2.1. 자료

본 연구는 1990년 1월 3일부터 2014년 3월 31일까지 한국의 KOSPI200지수, 홍콩의 Hangseng지수, 일본의 NEKKEI225지수, 미국의 S&P500지수 영국의 FTSE100지수, 프랑스의 CAC40지수의 일별 종가를 코스콤과 Yahoo에서 이용한다. 주가지수는 로그로 변환시킨 변수, 즉  $R_{i,t} = \log(P_{i,t}) \times 100$ ,  $i = 1, \dots, 6$  등으로 나타내었다. 변동성의 변화가 일시적 또는 영구적 현상인가를 관찰하기 위하여 본 연구는 위기전의 기간을 1992년 1월 3일부터 1997년 7월 1일까지, 위기중의 기간을 1997년 7월 2일부터 2000년 12월 29일까지, 평균회귀기간(위기후)을 2001년 1월 2일부터 2014년 3월 31일까지로 설정한다. <표 1>에서 신뢰도 검정에서 모든 기간의 Cronbach  $\alpha$ 값은 약 0.5 이상으로 나타나 신뢰도가 적절하여 자료가 분석에 적합

하고, 또한 타당도 검정에서도 KMO측도가 모든 자료들이 약 0.5 이상으로 상관 분석에 적합하였고 Bartlett의 구형성 검정에서도 자료간의 상관이 분석할 만큼 적절하였다.

<표 1> 신뢰도와 타당도

구 분	신뢰도			타당도	
	Cronbach $\alpha$	Tukey 비가법성 검정	Hotelling T <sup>2</sup> 검정	KMO 측정치	Bartlett 구형성 검정
		F값	F값		$\chi^2$ 값
전체기간	0.744	920.66**	45455**	0.759	38638**
위기전	0.724	40.864**	39302**	0.814	17335**
위기중	0.888	80.071**	39303**	0.750	4834.4**
평균회귀기간	0.541	76.947**	40588**	0.595	10376**

\*:p<.05, \*\*:p<.01

<표 2> 기술통계량

구 분		평균	표준편차	왜도	첨도	JB	ADF
전체기간	한국	3.4738	0.5187	0.1700*	-0.4702**	12.816**	0.0658
	미국	6.8741	0.4538	-0.5769**	-0.6541**	66.921**	1.3878
	일본	9.5354	0.3301	0.7818**	0.1860	94.329**	-1.4956
	홍콩	9.4713	0.5207	-0.1048	-1.3589**	71.921**	1.9164
	영국	8.4500	0.3077	-0.1279	-1.0266**	42.588**	0.8494
	프랑스	8.1400	0.3674	-0.2203**	-0.1514	8.2592**	0.0480
위기전	한국	4.3560	0.2792	0.1700*	-0.4702**	12.816**	0.0658
	미국	6.4930	0.5148	-0.5769**	-0.6541**	66.921**	1.3878
	일본	9.8494	0.2063	0.7818**	0.1860	94.329**	-1.4956
	홍콩	9.0462	0.5185	-0.1048	-1.3589**	71.921**	1.9164
	영국	8.2392	0.3759	-0.1279	-1.0266**	42.588**	0.8494
	프랑스	7.9003	0.4546	-0.2203**	-0.1514	8.2592**	0.0480
위기중	한국	4.4447	0.1922	0.1813*	-0.0018**	43.185**	-0.3134
	미국	6.9576	0.1193	-0.3943**	-0.6179**	38.187**	-0.6154
	일본	9.2481	0.1285	-0.2920**	-0.2176	14.778**	-0.5403
	홍콩	9.3254	0.1350	-0.0972	-1.0862**	46.320**	0.0483
	영국	8.4265	0.1319	0.2379**	-0.8271**	34.646**	-0.7267
	프랑스	8.2023	0.1642	0.2147**	-0.6525**	23.217**	-0.6921
평균회귀기간	한국	5.2439	0.3221	0.0125	-1.4798**	83.325**	1.8489
	미국	7.1538	0.1765	0.1602	-1.1215**	51.753**	1.0095
	일본	9.3790	0.2460	-0.4437**	-1.0079**	68.601**	-0.5210
	홍콩	9.8912	0.1872	0.2667**	-1.0405**	52.013**	0.2439
	영국	8.6319	0.1280	-0.5367**	-0.8252**	69.747**	0.9590
	프랑스	8.3145	0.1946	-0.2395**	-0.9051**	39.901**	0.5168

\*:p<.05, \*\*:p<.01, JB; Jarque-Bera, ADF; Augmented Dickey Fuller

<표 2>에 3개의 하위기간으로 표시된 일별 시계열의 기술통계량을 보여준다. 시계열의 평균은 4.4447에서 9.8912의 범위에 있고 각 시장의 평균은 모두 양(+)의 값을 나타내었다. 평균회귀기간에서 홍콩의 평균이 가장 높고 반면에 표준편차는 위기전과 비교해서 평균회귀기간에서는 더욱 낮았다. 왜도는 거의 모든 수익률의 시계열이 양(+) 또는 음(-)의 방향으로 기울어져 있고, 특히 한국과 미국의 경우는 평균회귀기간에서만 대칭분포를 나타내었고, 첨도는 전체기간과 위기전의 일본과 프랑스, 위기중의 일본의 경우만이 정규분포를 나타내고, Jarque-Bera값에서도 모두 양(+)의 값으로 정규분포를 보여 주지 않았다. ADF의 단위근 검정결과 ADF통계량이 MaKinnon(1996)의 임계값을 초과하여 모든 기간에서 단위근이 있어 자기상관이 존재하였으므로 시계열이 비정상적이었다.

## 2.2. 연구방법

양(+)과 음(-)의 충격에 대한 변동성의 비대칭적 반응을 조사하기 위하여 Glosten et al.(1993)에 의해 개선된 다음의 TGARCH모형이 적용된다.

$$R_t = \mu + \phi R_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

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

여기서  $R_t$ 와  $R_{t-1}$ 는  $t$ 기와  $t-1$ 기의 주가수익률이고  $\epsilon_t$ 는  $t$ 기의 새로운 시장충격과  $\epsilon_t \sim N(0, \sqrt{\sigma_t^2})$ 을 나타내고 만약  $\epsilon_{t-1} < 0$ 이면  $d_{t-1}$ 는 1,  $\epsilon_{t-1} > 0$ 이면  $d_{t-1}$ 은 0을 나타내는 더미변수이다. 식(1)은 주가수익률의 자기상관을 포착하는  $\phi R_{t-1}$ 을 포함한 1시차 자기회귀모형을 나타내고 식(2)는 조건부 분산의 과정을 표시하고 주가의 증감에 비대칭적으로 반응하기 위해 조건부 분산과정을 설명한다. 특히 양(+)의 수익률충격은  $\alpha$ 를 나타내고 음(-)의 수익률충격은  $\alpha + \gamma$ 을 나타내며  $\gamma > 0$ 이면, 조건부 분산에서 일시적 레버리지효과의 과정을 의미한다.

Engle and Lee(1993)에 의해 최초로 개발된 Component GARCH모형은 변동성을 단기와 장기요소로 분해하는데 이용된다. Engle and Lee(1993)는 미국과 일본의 주식시장에서 변동성의 평균회귀현상을 평가하기 위해서 CGARCH모형을 적용하고 단기요소가 변동성을 장기요소로 수렴시키는 강한 영향력을 가지고 있다는 것을 발견하였다. 단기 또는 장기행동에서 초래된 금융위기이후 어떠한 변동성의 변화가 존재하는가를 관찰하기 위하여 본 연구는 CGARCH모형과 비대칭 뉴스충격을 허용하는 TGARCH모형을 결합하여 다음과 같은 비대칭적(asymmetric) CGARCH, 즉 ACGARCH모형을 나타낸다.

$$\sigma_t^2 = q_t + \alpha(\epsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \gamma(\epsilon_{t-1}^2 - q_{t-1})d_{t-1} + \beta(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) \quad (3)$$

$$q_t = \omega + \rho q_{t-1} + \delta(\epsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \quad (4)$$

일시적 요소(transitory component)를 나타내는 식(3)은 조건부 분산의 과정을 표시하고 평균회귀성향의 시간가변수준인 영구적 요소(permanent component)를 나타내는  $q_t$ 로 허용한다. 이는 수익률충격에 대하여 비대칭적으로 반응하도록 조건부 분산을 설명한다. 즉  $\gamma > 0$ 는 음(-)의 수익률충격이 양(+)의 수익률보다 변동성을 더욱 증가시킨다는 것을 보여준다. TGARCH와 동일하게  $\gamma > 0$ 이면, 음(-)의 충격( $\epsilon_{t-1} < 0$ , 악재)이 변동성을 증가시키는 레버리지효과(부호효과)를 나타내고, 반면에  $\gamma \neq 0$ 이면, 충격은 비대칭효과를 나타내며  $\alpha$ 는 변동성 전이효과(규모효과)를 나타낸다. 일시적 요소, 즉 단기변동성을 나타내는  $\sigma_t^2$ 는  $\alpha + \beta$ 의 지속력으로 0에 수렴한다. 단 조건부 분산이 안정적이기 위해서는  $\rho < 1$ ,  $\alpha + \beta < 1$ 의 조건이 성립되어야 한다. 일반적으로  $\rho$ 는 0.9와 1사이의 값을 가지며  $q_t$ 는 비조건부 분산으로 느리게 수렴한다.  $\alpha + \beta < \rho < 1$ 인 경우에는 단기변동성이 장기변동성보다 급속도로 감소함을 의미한다. 그리고 본 연구에서 이용하는 Hadsell(2006)의 연구에서 변동성이 일정한 편차(TGARCH모형에서  $\alpha + 0.5\gamma + \beta$ )를 따르는 평균으로 중간 정도로 회귀한다고 주장하였다. 1보다 적은 값은 평균회귀 조건부 변동성을 나타내고 충격은 본질적으로 일시적이다. 식(4)는 분산의 장기요소를 나타내는  $q_t$ 가  $\rho$ (평균회귀의 속도조정 결정계수 또는 조건부 분산 영구적 요소( $q_t$ )의 자기상관계수)의 지속력으로  $\omega$ 에 수렴한다. 만약  $\alpha + 0.5\gamma + \beta < \rho < 1$ 이라면,  $q_t$ 가 가장 지속성이 큰 분산요소를 나타낸다. 즉 장기변동성은 조건부 분산을 통제할 것이다. 만약  $H_0: \alpha = \beta = 0$  또는  $H_0: \rho = \delta = 0$ 이라면, ACGARCH모형은 TGARCH모형으로 이동된다.

다음으로 조건부 분산식의 설정오류를 조사하는 진단 검정을 통해 시계열잔차의 레버리지효과(leverage effect) 또는 비대칭성(asymmetry)의 존재여부를 살펴본다. 이러한 방법은  $\hat{a}_t = \hat{\epsilon}_t < 0$ 일 때  $S_t^-$ 는 1,  $\hat{\epsilon}_t \geq 0$ 일 때  $S_t^-$ ( $S_t^+ \equiv 1 - S_t^-$ )는 0을 나타내는 더미변수로 설정하고, 부호편의 검정(Sign Bias Test: SBT)은  $\hat{\epsilon}_t^2$ 가  $S_{t-1}^-$ ,  $S_{t-1}^- \hat{\epsilon}_{t-1}$ ,  $S_{t-1}^+ \hat{\epsilon}_{t-1}$ 에 의해서 추정될 수 있는지를 조사한다. 또한 레버리지효과 또는 비대칭성의 존재를 검정하기 위해서 Engle and Ng(1993)가 다음과 같은 회귀식을 제안한다.

$$\hat{\epsilon}_t^2 = a_0 + a_1 S_{t-1}^- + u_t \quad : \text{SBT} \quad (5)$$

$$\hat{\epsilon}_t^2 = b_0 + a_1 S_{t-1}^- \hat{\epsilon}_{t-1} + u_t \quad : \text{NSBT} \quad (6)$$

$$\hat{\epsilon}_t^2 = c_0 + c_1 S_{t-1}^+ \hat{\epsilon}_{t-1} + u_t \quad : \text{PSBT} \quad (7)$$

$$\hat{\epsilon}_t^2 = d_0 + d_1 S_{t-1}^- + d_2 S_{t-1}^- \hat{\epsilon}_{t-1} + d_3 S_{t-1}^+ \hat{\epsilon}_{t-1} + u_t \quad (8)$$

여기서 SBT는 부호편의 검정(Sign Bias Test), NSBT는 음(-)의 규모편의 검정(Negative

Size Bias Test), PSBT는 양(+)의 규모편의 검정(Positive Size Bias Test)이라 한다. NSBT와 PSBT는 조건부 분산에 미치는 음(-)과 양(+)의 충격효과가 그들의 규모에 의존하는지를 검정하고 식(8)은 3개의 효과를 함께 추정할 수 있다. 여기서  $H_0: d_i = 0 (H_1: d_i \neq 0), \forall i = 1, 2, 3$ 과 관련된 t값과 p값이 보고되고  $H_0: d_1 = d_2 = d_3 = 0$ 으로 결합 검정을 할 수 있다. 다음으로 공적분관계를 의미하는 안정적 장기균형관계와 이를 중심으로 변동하는 단기적 조정변동, 즉 불균형오차를 동시에 고려할 수 있는 동태적 분석체계를 결합시킨 다변량 VEC모형(Johansen, 1988, 1991, 1995)을 이용하여 6개의 주식시장간의 인과관계를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta R_{1,t} = \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,1}^i \Delta R_{1,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,2}^i \Delta R_{2,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,3}^i \Delta R_{3,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,4}^i \Delta R_{4,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,5}^i \Delta R_{5,t-i} + \sum_{i=1}^m \Gamma_{1,6}^i \Delta R_{6,t-i} + \epsilon_{1,t} \quad (9)$$

$$Z_{t-1} = R_{1,t-1} - b_1 R_{2,t-1} - c_1 R_{3,t-1} - d_1 R_{4,t-1} - e_1 R_{5,t-1} - f_1 R_{6,t-1} \quad (10)$$

여기서  $\alpha_1 \sim \alpha_6$ 는 속도조정계수 또는 오차수정계수,  $Z_{t-1}$ 는 불균형오차를 반영하는 오차수정항,  $b_1 \sim f_1$ 는 장기승수,  $\Gamma_{1,1}^i$  부터  $\Gamma_{6,6}^i$ 까지는 단기조정계수를 나타낸다.  $\alpha_1 \sim \alpha_6$ 는 6개의 주식시장간의 인과관계의 방향을 파악하고 장기균형관계에서 이탈한 편차들이 부분적으로 6개 변수의 단기조정들을 통해 점차적으로 수정되는 속도를 측정한다.

다변량 비대칭 BEKK모형(Baba, Engle, Kraft and Kroner, 1991; Engle and Kroner, 1995)은 다음과 같다.

$$H_t = C_0 C_0' + A_1 (\epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}') A_1' + B_1 H_{t-1} B_1' + D_1 (\xi_{t-1} \xi_{t-1}') D_1' \quad (11)$$

Engle and Kroner(1995)는 양정부호와 안정성조건을 보완하여  $C_0$ 는 하방삼각행렬(lower triangular matrix),  $A_1, B_1, D_1 (D_1 \neq 0$ 일 경우, 변동성의 비대칭효과 존재)(Kroner and Ng, 1998)는 모두  $N \times N$  행렬인 다변량 BEKK모형을 나타낸다. 모형에서  $A$ 는 ARCH항의  $m \times m$  행렬,  $B$ 는 GARCH항의  $m \times m$  행렬을 나타내고 이들은 시장내의 변동성과 시장간의 변동성 전이를 측정한다.  $C_0 C_0'$ 은 상수이기에 항상 양정부호이고 두 번째와 세 번째 및 네 번째 항은 준양정부호이기 때문에  $H_t$ 는 항상 양정부호임을 알 수 있다. 다변량 GARCH모형을 Off-diagonal asymmetric BEKK모형으로 설정함으로써 vech처럼 양정부호를 얻기 위해 모수를 제약할 필요가 없다. 모수들은 양적 조건을 가지고 공분산 안전성이 요구된다.

### III. 실증결과

#### 3.1. VR과 RS 및 ARFIMA의 검정결과

본 장에서는 Lo and Mackinlay(1988)의 Variance-Ratio모형(VR), Hurst(1951), Mandelbrot(1972)의 고전적 RS모형을 통해 주식시장의 자기상관 검정, Lo(1991)의 수정된 RS모형과 Granger and Joyeux(1980)의 ARFIMA모형을 통해 주식시장의 효율성과 관련된 장기기억 검정, Engle and Lee(1993)의 ACGARCH모형을 통해 규모효과(변동성 전이효과), 부호효과(레버리지와 비대칭효과)를 분석하고 6개 시장간의 관련성을 파악할 것이다.

<표 3>에서 Lo and Mackinlay(1988)의 분산비 검정에서 시계열이 martingale(random walk), 즉 무작위적이라는 귀무가설을 검정하는 통계값은 모든 기간에서 6개 시장은 유의하여 시계열이 무작위이지 않고 자기상관을 보여 주었다. 또한 Hurst(1951), Mandelbrot(1972)의 고전적 RS모형에서 시계열의 자기상관이 없다는 귀무가설을 검정하는 통계값( $\bar{Q}_n$ )은 모든 기간에서 유의하여 자기상관이 존재하고 Lo(1991)의 수정된 RS모형의 경우, 시계열의 장기기존성(장기기억)이 없다는 귀무가설을 검정하는 통계값( $Q_n$ )은 모든 기간에서 장기기억이 존재하였다. 또한 지속성과 관련된 장기기억모형인 ARFIMA( $p, d, q$ )(Granger and Joyeux, 1980)에서 장기기억의 정상적 과정을 보여주는 모든 기간의 변수들의 AR( $\phi, p=1$ )의 추정계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하여 모두 정상적 조건을 만족하고 시계열의  $d$  추정치가  $0 < d < 0.5$ 의 범위를 모두 초과하여 장기기억을 나타내지 않았다.

<표 4>의 Johansen(1991) 공적분 검정에서 차분하지 않은 시계열변수에 대한 VAR모형은 두 정보기준인 Akaike information criterion(AIC)과 Schwarz criterion(SC)을 이용하여 가장 최소값이 되고 모형의 적합도를 높이는 적정시차(4, 1, 2, 3), 옵션(1, 2, 4, 3번)으로 선정하고,  $\lambda_{trace}$  통계량( $LR_{tr}(r|k) = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i)$ )은 모두 1% 유의수준에서 MacKinnon et al.(1999)의 최소의 임계값을 초과하여 모든 기간의 6개 변수간의 공적분 관계가 없다는 귀무가설( $H_0: r=0$ )이 기각되었으므로 공적분 관계가 존재하였고, 또한  $\lambda_{max}$  통계량( $LR_{max}(r|r+1) = -T \log(1 - \lambda_{r+1})$ )은  $\lambda_{trace}$  통계량보다 낮지만, 6개 변수간의 공적분 관계가 존재하였다.  $\lambda_{trace}$  통계량을 이용하는 비제약적 공적분 검정결과를 통해 세 기간의 공적분 관계가 있고, 공적분 벡터는 전체기간은 4개, 위기전은 1개, 위기중은 2개, 평균회귀기간은 3개 존재하였으므로 각각 장기균형관계가 존재하였다. 따라서 6개 변수간의 상호연계성을 분석하기 위해 공적분 관계식에 오차수정항을 포함시킨 벡터오차수정(VEC)모형을 사용할 수 있다.



<표 3> VR과 R/S 및 ARFIMA 검정을 이용한 장기기억 검정결과

구 분		LM-VR	HM-RS	Lo-RS		ARFIMA( $p, d, q$ ): $0 < d < 0.5$		
		통계값	통계값( $\bar{Q}_n$ )	통계값( $Q_n$ )		통계값		
				q=10	q=20	AR	d	MA
전 체 기 간	한국	9.6942**	11.474**	3.5145**	2.5821**	0.6519**	1.1442**	-0.7843**
	미국	9.8344**	12.553**	3.8203**	2.7896**	0.9353**	0.9777**	-0.9288**
	일본	9.5883**	11.863**	3.6373**	2.6763**	0.8734**	0.9887**	-0.8728**
	홍콩	9.9616**	13.223**	4.0093**	2.9175**	0.6985**	1.0017**	-0.6977**
	영국	9.9297**	13.061**	3.9721**	2.8992**	0.9138**	0.9740**	-0.1076**
	프랑스	9.7710**	10.209**	3.1514**	2.3313**	0.6485**	1.0532**	-0.7159**
위 기 전	한국	9.6943**	11.474**	3.5145**	2.5821**	0.6116**	1.1617**	-0.7655**
	미국	9.8344**	12.553**	3.8203**	2.7896**	1.0012**	-0.0052	-0.0007
	일본	9.5883**	11.863**	3.6373**	2.6763**	0.6383**	1.0141**	-0.6658**
	홍콩	9.9616**	13.223**	4.0093**	2.9175**	0.6438**	1.0281**	-0.6729**
	영국	9.9297**	13.061**	3.9721**	2.8992**	1.6164**	1.0563**	-1.4554**
	프랑스	9.7710**	10.209**	3.1514**	2.3313**	0.6367**	1.0586**	-0.7085**
위 기 중	한국	9.8998**	10.469**	3.2034**	2.3461**	0.6579**	1.0784**	-0.7490**
	미국	9.7666**	12.461**	3.8134**	2.7962**	0.6327**	1.0574**	-0.7000**
	일본	9.6860**	11.182**	3.4308**	2.5228**	0.6198**	1.0537**	-0.6847**
	홍콩	9.8408**	12.542**	3.8271**	2.8023**	0.6137**	1.0668**	-0.6899**
	영국	9.8579**	12.603**	3.8452**	2.8085**	0.6310**	1.0621**	-0.7056**
	프랑스	9.7878**	11.810**	3.6100**	2.6412**	0.6436**	1.0666**	-0.7220**
평 균 회 귀 기 간	한국	9.8738**	13.743**	4.1757**	3.0432**	0.7072**	1.0107**	-0.7307**
	미국	9.8725**	13.044**	3.9751**	2.9004**	0.9690**	0.9479**	-0.9587**
	일본	9.5699**	13.263**	4.0673**	2.9785**	0.5837**	1.0506**	-0.6560**
	홍콩	10.018**	13.119**	3.9799**	2.8947**	0.9715**	0.9680**	-0.9648**
	영국	9.8314**	12.356**	3.7679**	2.7537**	0.5866**	1.0384**	-0.6484**
	프랑스	9.8248**	12.238**	3.7308**	2.7282**	0.6018**	1.0518**	-0.6779**

\*:p<.05, \*\*:p<.01

<표 4> Johansen 공적분 검정결과

구 분	적정 시차	공적분 관계( $H_0$ )	Eigenvalue of $\Pi$	$\lambda_{trace}$ 통계량	Eigenvalue of $\Pi$	$\lambda_{max}$ 통계량	공적분 벡터	옵션
전체	4	$r = 0$	0.0104	145.66**	0.0104	53.824**	4개	1
		$r \leq 1$	0.0077	91.844**	0.0077	39.958**		
		$r \leq 2$	0.0053	51.885**	0.0053	27.385**		
		$r \leq 3$	0.0004	24.500**	0.0041	21.220**		
위기전	1	$r = 0$	0.0236	106.33*	0.0236	46.753**	1개	2
위기중	2	$r = 0$	0.0482	148.59**	0.0482	45.004*	2개	4
		$r \leq 1$	0.0430	148.59**	0.0430	40.085*		
평균회귀 기간	3	$r = 0$	0.0445	205.51**	0.0445	102.33**	2개	3
		$r \leq 1$	0.0284	103.17**	0.0284	64.842**		

\*:p<.05, \*\*:p<.01

### 3.2. ACGARCH모형의 검정결과

아시아의 금융위기후 단기와 장기의 변동성이 변화되고 있는가를 조사하기 위하여 네 기간 동안 ACGARCH모형(Engle and Lee, 1993)의 검정결과를 <표 5>와 <표 6>에서 살펴본다.  $0 < \phi$ 인 경우는 전체기간과 위기전의 모든 시장이 1% 유의수준에서 유의하여 양(+)의 1시차 계열상관이 존재하였다. 각 시장의 Engle and Lee(1993)의 단기변동성( $\gamma$ )에서 위기전의 일본과 영국, 위기중의 프랑스를 제외하고 다른 모든 기간에서 통계적으로 1%의 유의수준에서 유의한 거의 양(+)의 값을 나타내었으므로 레버리지효과와 일시(단기) 비대칭 변동성이 존재하였다고 볼 수 있고, 또한 위기중 영국의  $\gamma$ (0.195)의 값이 가장 높고 위기중의 일본의  $\gamma$ 가 -0.054로 가장 낮았다.

<표 5> ACGARCH모형의 검정결과(전체기간과 위기전)

구 분	i=1 <sup>(1)</sup>	i=2 <sup>(1)</sup>	i=3 <sup>(1)</sup>	i=4 <sup>(1)</sup>	i=5 <sup>(1)</sup>	i=6 <sup>(1)</sup>	i=1 <sup>(2)</sup>	i=2 <sup>(2)</sup>	i=3 <sup>(2)</sup>	i=4 <sup>(2)</sup>	i=5 <sup>(2)</sup>	i=6 <sup>(2)</sup>
$\mu$	0.001	0.001**	0.020**	0.011**	0.011**	0.004**	0.003*	0.001**	0.050**	0.011**	0.001**	0.001
$\phi$	1.001**	0.999**	0.997**	0.998**	0.998**	0.999**	0.999**	0.999**	0.994**	0.998**	0.999**	0.999**
$\alpha$	0.023**	-0.086**	-0.107**	-0.059**	-0.098**	-0.103**	0.049**	-0.093**	-0.082**	-0.060**	-0.072**	-0.361**
$\gamma$	0.069**	0.133**	0.107**	0.138**	0.112**	0.065**	0.099**	0.106**	0.048	0.176**	0.044	0.087**
$\beta$	0.893**	0.954**	0.510**	0.864**	0.102	0.361*	0.820**	0.947**	0.195	0.749**	0.582*	1.221**
$\omega$	0.001*	0.001**	0.001**	0.001**	-0.003	0.001**	0.001**	0.001**	0.001**	0.001**	0.001**	0.001**
$\rho$	0.999**	0.987**	0.972**	0.994**	1.001**	0.987**	0.997**	0.990**	0.944**	0.986**	0.982**	0.931**
$\delta$	0.018**	0.065**	0.092**	0.044**	0.087**	0.082**	0.820**	0.057**	0.085**	0.037**	0.072**	0.342**
LL	14989	16636	14290	14500	16548	15127	5021	6151	5247	5001	6079	5498
$\alpha + 0.5\gamma + \beta$	0.9505	0.9345	0.4565	0.8740	0.0600	0.2905	0.8205	0.9070	0.1370	0.7770	0.5320	0.9035
ACGARCH의 진단 검정												
LB(10)	443.8**	0.001	4188**	4390**	0.142	4166**	1488**	0.184	5312**	1506**	1711**	11.70
LB <sup>2</sup> (10)	0.001	0.001	34.72**	97.72**	0.001	62.09**	21.81**	0.001	4661**	57.48**	65.43**	0.001
Sign bias	6.774**	25.13**	0.745	0.614	22.06**	2.666**	1.799	0.441	4.260**	0.039	0.001	24.13**
Negative size	97.84**	247.7**	0.560	1.149	165.9**	1.708	1.281	86.04**	8.759**	0.960	0.299	9.075**
Positive size	382.9**	16.26**	0.575	0.421	2.686**	1.327	1.337	144.5**	27.24**	1.065	0.644	166.0**
Joint test	1106**	7547**	0.674	2.058	3247**	7.321	3.768	3355**	861.3**	2.223	0.575	4638**

\*:p<.05, \*\*:p<.01, i=1;한국, i=2;미국, i=3;일본, i=4;홍콩, i=5;영국, i=6;프랑스, 위첨자 (1); 전체기간, (2); 위기전, LL; Log Likelihood

변동성의 지속성을 나타내는 Hadsell(2006)의 시간가변 단기변동성( $\alpha + 0.5\gamma + \beta$ )은 전체기간에서 영국의 0.0600부터 한국의 0.9505까지, 위기전에서 일본의 0.1370부터 미국의 0.9070까지, 위기중에서 한국의 -0.9510부터 홍콩의 0.8580까지, 평균회귀기간(위기후)에서 영국의

- 0.3145부터 한국의 0.9715까지의 범위를 보여 주었는데, 이전의 기간보다 평균회귀기간에서 변동성이 더욱 현저하게 증가되지 않았다는 것을 알 수 있다. 그리고  $\alpha+0.5\gamma+\beta$ 의 값은 평균회귀기간의 한국이 0.9715로 가장 높고 절대값으로 전체기간의 영국이 0.0600으로 가장 낮았다. 6개의 시장에서  $\alpha+0.5\gamma+\beta$ 의 평균값은 전체기간(0.5943), 위기전(0.6795), 위기중(-0.0924), 평균회귀기간(0.3869)을 나타내는데 이러한 결과는 Shively(2007)의 결과와는 다르다. 즉 음(-)의 충격에서 초래되는 일시적 변동성이 저변동성국면에서 보다 고변동성국면에서 더 크다는 결과를 나타내었으나, 반면에 본 연구의 결과는 일시적 변동성이 고변동성국면에서 더욱 낮게 나타났다. 이러한 결과로서 금융위기 이후 더 낮게 나타난 변동성은 단기적 현상이라고 판단할 수는 없다. 일반적으로  $\rho$ 값이 높다는 것은 장기변동성이 본질적으로 더 지속적이라는 것을 의미한다.  $\rho$ 값이 여러 기간에서 거의 동일한 값으로 추정된 것을 표를 통해 쉽게 알 수 있다. 예를 들어, 각 시장의  $\rho$ 의 평균값으로 볼 때, 전체기간은 0.9900로 가장 높고 다음으로 위기중(0.9716), 위기전(0.9315), 평균회귀기간(0.8378)의 순으로 나타났다. 이는 위기전에서 주식시장은 약간 변동성을 증가시키면서 비대칭성을 확대시켰다는 것을 보여 준다. 그러나 비록 아시아의 금융위기이후 더 높은 장기변동성이 발견될지라도, 금융혼란이 명백하게 변동성의 추세를 변화시킨다고는 볼 수 없을 것이다. 평균회귀기간의 한국시장을 제외하고 다른 모든 기간에 주식시장의 Engle and Lee(1993)의 장기변동성( $\rho$ )의 값이 Hadsell(2006)의 시간가변 단기변동성( $\alpha+0.5\gamma+\beta$ )의 값보다 크다. 이러한 결과들은 비록 변동성의 영구적 요소가 아시아의 금융위기 이후에 약간 변화가 있을지라도 장기변동성은 여전히 조건부 분산을 통제한다는 것을 보여주었다. ACGARCH모형에 따라  $\alpha+0.5\gamma+\beta$ 의 값은 시간가변 단기변동성을 측정한다. 실증결과는  $\alpha+0.5\gamma+\beta$ 의 값이 평균회귀기간에서 한국시장(0.9715)이 가장 높다는 것을 보여 주었다.  $\alpha+0.5\gamma+\beta$ 의 값은 위기중의 일본시장은 -0.3030부터 평균회귀기간의 한국의 0.9715까지의 범위를 나타내고  $\rho$ 값은 위기중의 일본시장은 0.7420부터 위기중의 프랑스와 평균회귀기간의 영국시장은 1.000까지의 범위를 나타내었으므로  $\rho$ 값이 약간 더 컸다고 볼 수 있다.  $\alpha+0.5\gamma+\beta$ 의 값이  $\rho$ 값보다 더 크다는 Shively(2007)의 연구결과와는 정반대의 결과를 보여준다.

본 연구결과에 의하면 아시아의 금융위기 이후의 더 높게 초래된 변동성은 단기변동성( $\alpha+0.5\gamma+\beta$ )으로 인한 것이 아니라 장기변동성( $\rho$ )의 증가로 인한 것으로 판단할 수 있었다.

Shively(2007)와 다른 연구자들은 비대칭 일시적 변동성이 양(+)의 저변동성 수익률국면보다 음(-)의 고변동성 수익률국면에서 더 높다고 주장하였다. 투자자들이 과거 음(-)의 수익률충격에 대해 훨씬 강하게 반응하는 이유는 투자자들의 부의 가치가 현저하게 축소될 수 있기 때문이다. 이전의 연구를 지지하면서 본 연구는 변동성을 일시와 영구적 요소로 분해하고, 실증결과들은 주식시장의 변동성이 투자자들이 변동성의 일시와 영구적 요소 모두와 관련하여 나타나는 이러한 효과로 인하여 손실을 겪은 후에 증가된다는 것을 보여 주었다.

<표 6> ACGARCH모형의 검정결과(위기중과 평균회귀기간)

구 분	i=1 <sup>(3)</sup>	i=2 <sup>(3)</sup>	i=3 <sup>(3)</sup>	i=4 <sup>(3)</sup>	i=5 <sup>(3)</sup>	i=6 <sup>(3)</sup>	i=1 <sup>(4)</sup>	i=2 <sup>(4)</sup>	i=3 <sup>(4)</sup>	i=4 <sup>(4)</sup>	i=5 <sup>(4)</sup>	i=6 <sup>(4)</sup>
$\mu$	0.037*	0.0702**	0.081*	0.038**	0.069**	0.063**	-0.001	0.011	0.019**	0.044**	0.043**	0.021**
$\phi$	0.991**	0.989**	0.991**	0.995**	0.991**	0.992**	1.000**	0.998**	0.997**	0.995**	0.994**	0.997**
$\alpha$	-0.089**	-0.166**	-0.148**	-0.213**	-0.191**	-0.171**	0.012	-0.194**	-0.102**	-0.133**	-0.146**	-0.137**
$\gamma$	0.074**	0.105**	-0.054**	0.090**	0.195**	0.031	0.085**	0.075**	0.141**	0.136**	0.171**	0.103**
$\beta$	-0.899**	0.072	-0.128	1.026**	-0.094	0.226	0.917**	0.597**	0.969**	0.553**	-0.254	-0.096
$\omega$	0.001**	0.001*	0.001**	0.001**	0.001*	-0.002	0.001**	0.001**	0.001**	0.001**	-0.001**	0.001**
$\rho$	0.925**	0.985**	0.742**	0.957**	0.980**	1.000**	0.098	0.972**	0.988**	0.987**	1.000**	0.982**
$\delta$	0.078**	0.105**	0.148**	0.129*	0.130**	0.116**	-0.074**	0.130**	0.098**	0.075**	0.101**	0.105**
LL	2113	2800	2565	2768	2829	2616	7894	7696	6508	6765	7660	7054
$\alpha + 0.5\gamma + \beta$	-0.9510	-0.0415	-0.3030	0.8580	-0.1875	0.0705	0.9715	0.4405	0.9375	0.4680	-0.3145	-0.1815
ACGARCH의 진단 검정												
LB(10)	5896**	0.484	5478**	6852**	6342**	5904**	6873**	3.514	5757**	0.132	1920**	4.989
LB <sup>2</sup> (10)	19.70*	0.001	14.25	31.39**	23.17**	34.08**	44.87**	0.001	12.14	0.001	1827**	0.001
Sign bias	0.420	0.001	0.505	0.330	0.912	0.223	0.793	0.562	0.821	8.609**	1.630	4.124**
Negative size	1.309	0.001	0.037	1.364	0.119	0.205	1.246	4.916**	0.094	3.160**	2.871**	4.325**
Positive size	0.998	2.973**	0.762	0.772	1.578	0.630	0.419	2.321*	1.184	47.59**	0.452	11.40**
Joint test	2.754	8.922*	0.623	2.470	2.570	0.442	1.904	63.04**	1.427	3079**	46.78**	188.4**

\*:p<.05, \*\*:p<.01, i=1;한국, i=2;미국, i=3;일본, i=4;홍콩, i=5;영국, i=6;프랑스, 위첨자 (3); 위기중, (4); 평균회귀기간, LL; Log Likelihood

본질적으로 아시아의 금융위기 이후 단기와 장기변동성의 높은 수준은 모두 발견되었다.

본 연구에서는 다른 이전의 연구들과는 달리 시간가변 단기변동성( $\alpha+0.5\gamma+\beta$ )의 증가의 효과는 아시아의 금융위기 이후 장기변동성( $\rho$ )의 효과보다 더욱 커지 않았으므로 위기 이후 더 높은 변동성은 주로 장기변동성의 증가로 발생하였다고 볼 수 있다. LB(10)와 LB<sup>2</sup>(10)에서 전체기간의 경우는 미국과 영국, 위기전은 미국과 프랑스, 위기중은 미국, 평균회귀기간에서는 미국, 홍콩, 프랑스시장만이 시계열의 자기상관이 존재하지 않았다. SBT, NSBT, PSBT, 결합 검정에서 전체기간의 한국, 미국, 영국, 위기전의 미국, 일본, 프랑스, 위기중의 미국, 평균회귀기간의 미국, 홍콩, 영국, 프랑스시장의 잔차만이 5% 이상의 유의수준에서 통계적으로 유의하여 변동성의 레버리지효과 또는 비대칭성의 존재가 확인되나, 다른 기간의 대부분의 시계열의 잔차들은 레버리지효과 또는 비대칭성이 존재하여 나타났다.

### 3.3. 다변량 VEC와 비대칭 BEKK모형의 검정결과

다변량 VEC와 비대칭 BEKK모형의 검정된 <표 7>의 결과를 살펴보면, 첫째, 아시아 금

음위기전의 경우, 조건부 평균식에서 오차수정항인  $z_{t-1}$ 와 관련된 장기충격행렬이고 균형으로의 조정력을 반영하는 장기동적조정계수인  $\alpha_5(-0.0012)$ ,  $\alpha_6(-0.0007)$ 은 각 1%, 5% 유의수준에서 유의함으로써 장기균형에서 이탈될 때, 각 영국, 프랑스시장이 6개 변수간의 공적분관계를 부분적, 단기적으로 회복하도록 조정한다는 것을 말한다. 이는 6개 변수간의 불일치(불균형)를 각 약 0.001%, 0.0007% 모두 음(-)의 방향으로 일별 내에 조정할 수 있다. 오차수정항의 장기승수인  $b_1(-19.942)$ ,  $e_1(-23.615)$ 는 모두 1% 유의수준에서 유의하며, 이러한 계수를 이용한 각 미국, 영국시장의 변동이 한국시장에 미치는 장기탄력성은 19.942, 23.615이다. 즉 각 미국, 영국시장이 1% 변동하면, 장기적으로 한국시장은 각 약 19.94%, 23.62%만큼 음(-)의 균형을 갖고 감소하게 되며, 또한 단기의 한국시장의 움직임이 각 미국, 영국시장과의 장기균형관계에서 1% 이탈할 경우, 조정력에 의해 각 약 -19.94%, -23.62% 정도 균형으로 회귀하게 됨을 말한다. 조건부 평균식에서  $\Gamma_{1,1}^1$ 와  $\Gamma_{4,4}^1$ 의 자국시장,  $\Gamma_{2,5}^1$ ,  $\Gamma_{5,2}^1$ ,  $\Gamma_{6,3}^1$ 을 제외한 1시차의 단기충격행렬은 모두 조건부 평균전이효과를 보여 주지 않았다.

조건부 분산식에서 시계열의 잔차충격을 나타내는 ARCH( $\epsilon_t^2$ )의 계수인  $a_{1,1} \sim a_{6,6}$ 은 모두 1% 유의수준에서 양(+)의 값으로 유의하여 시장자체의 잔차충격에서 조건부 변동성전이효과(conditional volatility spillover effect)가 존재하였고 일방향 또는 양방향으로 타시장간에도 변동성 전이효과가 존재하였다. 다음으로 변동성충격을 나타내는 GARCH( $\sigma_t^2$ )의 계수는 시장자체의 ARCH계수의 결과와 동일한 양(+)의 방향을 나타내고 타시장간에도 전체기간의 방향과 대부분 동일하게 강한 조건부 변동성전이효과를 보여주었다. 그리고 5개의 자국시장과 19개의 타시장간 계수는 통계적으로 5% 이상 유의수준에서 유의하고,  $d_t \neq 0$  이므로 5개 자국시장과 19개의 타시장간에도 일 또는 양방향의 비대칭효과가 존재하였다.

둘째, 평균회귀기간(위기후)의 경우, 조건부 평균식에서 오차수정항인  $z_{t-1}$ 와 관련된 장기충격행렬이고 균형으로의 조정력을 반영하는 장기동적조정계수인  $\alpha_5(-0.0022)$ ,  $\alpha_6(-0.0049)$ 은 모두 1% 유의수준에서 유의하여 장기균형에서 이탈될 때, 각 영국, 프랑스시장이 6개 변수간의 공적분관계를 부분적, 단기적으로 회복하도록 조정한다는 것을 말한다. 이는 6개 변수간의 불일치(불균형)를 각 약 0.002%, 0.005% 모두 음(-)의 방향으로 일별 내에 조정할 수 있다. 오차수정항의 장기승수인  $c_1(-2.4235)$ ,  $d_1(-1.9080)$ ,  $e_1(1.7767)$ ,  $f_1(3.3303)$ 는 모두 1% 유의수준에서 유의하며, 이러한 계수를 이용한 각 일본, 홍콩, 영국, 프랑스시장의 변동이 한국시장에 미치는 장기탄력성은 각 2.4235, 1.9080, 1.7767, 3.3303이다. 즉 각 일본, 홍콩, 영국, 프랑스시장이 1% 변동하면, 장기적으로 한국시장은 각 약 2.42%, 1.91%, 1.78%, 3.33%만큼 음(-)과 양(+)의 균형을 갖고 감소하게 되며, 또한 단기의 한국시장의 움직임이 각 일본, 홍콩, 영국, 프랑스시장과의 장기균형관계에서 1% 이탈할 경우, 조정력에 의해 각 약 -2.42%, -1.91%, 1.78%, 3.33% 정도 균형으로 회귀하게 됨을 말한다. 조건부 평균식에서  $\Gamma_{2,2}^1$ ,  $\Gamma_{4,4}^1$ ,

<표 7> 다변량 VEC와 비대칭 BEKK모형의 검정결과(위기전과 평균회귀기간)

$\alpha_1$	0.0004	$a_{1,6}$	-0.0836**	$b_{4,4}$	0.2960**	$\alpha_1$	0.0004	$a_{1,6}$	-0.0001	$b_{4,4}$	0.6615**
$\alpha_2$	0.0004	$a_{2,1}$	-0.0714**	$b_{4,5}$	0.0001**	$\alpha_2$	0.0001	$a_{2,1}$	0.0001	$b_{4,5}$	0.0001
$\alpha_3$	0.0008	$a_{2,2}$	0.2233**	$b_{4,6}$	-0.0575*	$\alpha_3$	-0.0008	$a_{2,2}$	0.2236**	$b_{4,6}$	0.0001
$\alpha_4$	-0.0006	$a_{2,3}$	0.0001**	$b_{5,1}$	0.0223	$\alpha_4$	-0.0005	$a_{2,3}$	0.0001	$b_{5,1}$	-0.0001
$\alpha_5$	-0.0012**	$a_{2,4}$	0.0120	$b_{5,2}$	0.0001**	$\alpha_5$	-0.0022**	$a_{2,4}$	-0.0001	$b_{5,2}$	-0.0001
$\alpha_6$	-0.0007*	$a_{2,5}$	0.0001**	$b_{5,3}$	0.0001**	$\alpha_6$	-0.0049**	$a_{2,5}$	0.0005	$b_{5,3}$	0.0001
$b_1$	-19.942**	$a_{2,6}$	-0.0257**	$b_{5,4}$	-0.0354**	$b_1$	0.0000	$a_{2,6}$	-0.0011	$b_{5,4}$	-0.0003
$c_1$	-0.6201	$a_{3,1}$	0.0022	$b_{5,5}$	0.6695**	$c_1$	-2.4235**	$a_{3,1}$	0.0031	$b_{5,5}$	0.6653**
$d_1$	-1.1103	$a_{3,2}$	0.0001**	$b_{5,6}$	0.0591**	$d_1$	-1.9080**	$a_{3,2}$	-0.0001**	$b_{5,6}$	-0.0001
$e_1$	23.615**	$a_{3,3}$	0.2233**	$b_{6,1}$	-0.0102	$e_1$	1.7767**	$a_{3,3}$	0.2236**	$b_{6,1}$	-0.0001
$f_1$	4.4492	$a_{3,4}$	0.0031	$b_{6,2}$	0.0001**	$f_1$	3.3303**	$a_{3,4}$	-0.0001	$b_{6,2}$	-0.0001*
$\Gamma_{1,1}^1$	0.0555*	$a_{3,5}$	0.0001**	$b_{6,3}$	0.0001**	$\Gamma_{1,1}^1$	0.0126	$a_{3,5}$	0.0007	$b_{6,3}$	-0.0001
$\Gamma_{1,2}^1$	0.0537	$a_{3,6}$	-0.0076	$b_{6,4}$	-0.0361*	$\Gamma_{1,2}^1$	0.0201	$a_{3,6}$	-0.0011	$b_{6,4}$	-0.0001
$\Gamma_{1,3}^1$	-0.0227	$a_{4,1}$	0.0314	$b_{6,5}$	0.0002**	$\Gamma_{1,3}^1$	0.0193	$a_{4,1}$	-0.0006	$b_{6,5}$	-0.0003
$\Gamma_{1,4}^1$	0.0196	$a_{4,2}$	0.0001**	$b_{6,6}$	0.3446**	$\Gamma_{1,4}^1$	0.0250	$a_{4,2}$	-0.0001**	$b_{6,6}$	0.6623**
$\Gamma_{1,5}^1$	-0.0422	$a_{4,3}$	0.0001**	$d_{1,1}$	0.3822**	$\Gamma_{1,5}^1$	-0.0013	$a_{4,3}$	-0.0001	$d_{1,1}$	0.0006
$\Gamma_{1,6}^1$	0.0278	$a_{4,4}$	0.5801**	$d_{1,2}$	0.0002**	$\Gamma_{1,6}^1$	-0.0219	$a_{4,4}$	0.2237**	$d_{1,2}$	0.0001**
$\Gamma_{2,1}^1$	0.0066	$a_{4,5}$	0.0001**	$d_{1,3}$	0.0002**	$\Gamma_{2,1}^1$	-0.0093	$a_{4,5}$	0.0007	$d_{1,3}$	0.0001**
$\Gamma_{2,2}^1$	0.0009	$a_{4,6}$	0.0302	$d_{1,4}$	-0.4934**	$\Gamma_{2,2}^1$	-0.1254**	$a_{4,6}$	0.0002	$d_{1,4}$	-0.0039
$\Gamma_{2,3}^1$	0.0067	$a_{5,1}$	-0.0674**	$d_{1,5}$	0.0001**	$\Gamma_{2,3}^1$	-0.0220	$a_{5,1}$	0.0051	$d_{1,5}$	-0.0004
$\Gamma_{2,4}^1$	0.0097	$a_{5,2}$	0.0001**	$d_{1,6}$	-0.3367**	$\Gamma_{2,4}^1$	0.0028	$a_{5,2}$	0.0001**	$d_{1,6}$	0.0028
$\Gamma_{2,5}^1$	0.0500*	$a_{5,3}$	0.0001**	$d_{2,1}$	-0.0202	$\Gamma_{2,5}^1$	-0.0804**	$a_{5,3}$	0.0001	$d_{2,1}$	-0.0015
$\Gamma_{2,6}^1$	0.0278	$a_{5,4}$	0.0271*	$d_{2,2}$	0.0001**	$\Gamma_{2,6}^1$	-0.0043	$a_{5,4}$	-0.0001	$d_{2,2}$	0.0001
$\Gamma_{3,1}^1$	0.0225	$a_{5,5}$	0.2233**	$d_{2,3}$	0.0001**	$\Gamma_{3,1}^1$	-0.0240	$a_{5,5}$	0.2246**	$d_{2,3}$	0.0001
$\Gamma_{3,2}^1$	0.0256	$a_{5,6}$	-0.0023	$d_{2,4}$	-0.0464	$\Gamma_{3,2}^1$	-0.0613*	$a_{5,6}$	-0.0012	$d_{2,4}$	-0.0279
$\Gamma_{3,3}^1$	0.0095	$a_{6,1}$	0.1327**	$d_{2,5}$	0.0001**	$\Gamma_{3,3}^1$	-0.0410	$a_{6,1}$	-0.0003	$d_{2,5}$	-0.071
$\Gamma_{3,4}^1$	0.0061	$a_{6,2}$	0.0001**	$d_{2,6}$	-0.0420	$\Gamma_{3,4}^1$	-0.0312	$a_{6,2}$	-0.0001**	$d_{2,6}$	0.0077
$\Gamma_{3,5}^1$	0.0059	$a_{6,3}$	0.0001**	$d_{3,1}$	-0.1838**	$\Gamma_{3,5}^1$	0.0727**	$a_{6,3}$	0.0001*	$d_{3,1}$	-0.0016
$\Gamma_{3,6}^1$	-0.0292	$a_{6,4}$	0.0590**	$d_{3,2}$	0.0001**	$\Gamma_{3,6}^1$	-0.0231	$a_{6,4}$	-0.0006	$d_{3,2}$	0.0001
$\Gamma_{4,1}^1$	0.0218	$a_{6,5}$	0.0001**	$d_{3,3}$	0.0001**	$\Gamma_{4,1}^1$	0.0275	$a_{6,5}$	0.0007	$d_{3,3}$	0.0001
$\Gamma_{4,2}^1$	-0.0099	$a_{6,6}$	0.3938**	$d_{3,4}$	0.0264	$\Gamma_{4,2}^1$	-0.0336	$a_{6,6}$	0.2244**	$d_{3,4}$	-0.0279
$\Gamma_{4,3}^1$	0.0362	$b_{1,1}$	0.2797**	$d_{3,5}$	0.0002**	$\Gamma_{4,3}^1$	0.1323**	$b_{1,1}$	0.6637**	$d_{3,5}$	-0.0718
$\Gamma_{4,4}^1$	0.0538*	$b_{1,2}$	0.0001**	$d_{3,6}$	0.0816	$\Gamma_{4,4}^1$	-0.0564**	$b_{1,2}$	-0.0001**	$d_{3,6}$	0.0077
$\Gamma_{4,5}^1$	0.0021	$b_{1,3}$	0.0001**	$d_{4,1}$	0.2855	$\Gamma_{4,5}^1$	0.0195	$b_{1,3}$	-0.0001*	$d_{4,1}$	0.0007
$\Gamma_{4,6}^1$	0.0216	$b_{1,4}$	0.0563**	$d_{4,2}$	0.0001**	$\Gamma_{4,6}^1$	-0.0340	$b_{1,4}$	-0.0008	$d_{4,2}$	0.0001
$\Gamma_{5,1}^1$	0.0004	$b_{1,5}$	0.0001**	$d_{4,3}$	0.0002**	$\Gamma_{5,1}^1$	-0.0078	$b_{1,5}$	0.0004	$d_{4,3}$	0.0001
$\Gamma_{5,2}^1$	0.0934**	$b_{1,6}$	0.0991**	$d_{4,4}$	-0.2171	$\Gamma_{5,2}^1$	0.0466*	$b_{1,6}$	0.0001	$d_{4,4}$	0.0479
$\Gamma_{5,3}^1$	0.0046	$b_{2,1}$	0.0222	$d_{4,5}$	0.0002**	$\Gamma_{5,3}^1$	0.0008	$b_{2,1}$	-0.0009	$d_{4,5}$	0.1230
$\Gamma_{5,4}^1$	0.0168	$b_{2,2}$	0.6696**	$d_{4,6}$	-0.8384**	$\Gamma_{5,4}^1$	0.0206	$b_{2,2}$	0.6708**	$d_{4,6}$	-0.0287
$\Gamma_{5,5}^1$	0.0158	$b_{2,3}$	0.0001**	$d_{5,1}$	0.1088	$\Gamma_{5,5}^1$	-0.0434*	$b_{2,3}$	-0.0001	$d_{5,1}$	0.0006
$\Gamma_{5,6}^1$	0.0164	$b_{2,4}$	-0.0080	$d_{5,2}$	0.0001**	$\Gamma_{5,6}^1$	0.0179	$b_{2,4}$	0.0003	$d_{5,2}$	-0.0001
$\Gamma_{6,1}^1$	-0.0078	$b_{2,5}$	0.0001**	$d_{5,3}$	0.0001**	$\Gamma_{6,1}^1$	-0.0170	$b_{2,5}$	-0.0003	$d_{5,3}$	0.0001
$\Gamma_{6,2}^1$	-0.0070	$b_{2,6}$	0.0583**	$d_{5,4}$	0.0594	$\Gamma_{6,2}^1$	-0.0267	$b_{2,6}$	-0.0002	$d_{5,4}$	0.0438
$\Gamma_{6,3}^1$	-0.0501*	$b_{3,1}$	-0.0420**	$d_{5,5}$	0.0001**	$\Gamma_{6,3}^1$	-0.0387	$b_{3,1}$	0.0005	$d_{5,5}$	0.1284
$\Gamma_{6,4}^1$	-0.0209	$b_{3,2}$	0.0001**	$d_{5,6}$	-0.0585	$\Gamma_{6,4}^1$	-0.0159	$b_{3,2}$	-0.0001	$d_{5,6}$	-0.0129
$\Gamma_{6,5}^1$	-0.0395	$b_{3,3}$	0.6695**	$d_{6,1}$	0.1885*	$\Gamma_{6,5}^1$	0.0222	$b_{3,3}$	0.6708**	$d_{6,1}$	0.0004
$\Gamma_{6,6}^1$	0.0093	$b_{3,4}$	-0.0187	$a_{6,2}$	0.0001**	$\Gamma_{6,6}^1$	-0.0566**	$b_{3,4}$	-0.0001	$a_{6,2}$	0.0001
$a_{1,1}$	0.5920**	$b_{3,5}$	0.0002**	$a_{6,3}$	0.0001**	$a_{1,1}$	0.2241**	$b_{3,5}$	-0.0001	$a_{6,3}$	0.0001
$a_{1,2}$	0.0001**	$b_{3,6}$	0.0816**	$a_{6,4}$	0.0500	$a_{1,2}$	0.0001**	$b_{3,6}$	0.0003	$a_{6,4}$	0.0100
$a_{1,3}$	0.0001**	$b_{4,1}$	-0.1628**	$a_{6,5}$	0.0001	$a_{1,3}$	0.0001	$b_{4,1}$	0.0001	$a_{6,5}$	-0.0198
$a_{1,4}$	-0.0073	$b_{4,2}$	0.0002**	$a_{6,6}$	0.1371	$a_{1,4}$	0.0001	$b_{4,2}$	-0.0001	$a_{6,6}$	-0.0022
$a_{1,5}$	0.0001**	$b_{4,3}$	0.0001**			$a_{1,5}$	-0.0015	$b_{4,3}$	-0.0001		

\*:p<.05, \*\*:p<.01

$\Gamma_{5,5}^1$ ,  $\Gamma_{6,6}^1$ 의 자국시장,  $\Gamma_{2,5}^1$ ,  $\Gamma_{3,2}^1$ ,  $\Gamma_{3,5}^1$ ,  $\Gamma_{4,3}^1$ ,  $\Gamma_{5,2}^1$ 을 제외한 1시차의 단기충격행렬은 모두 조건부 평균전이효과를 보여 주지 않았다. 조건부 분산식에서 ARCH( $\epsilon_t^2$ )의 계수인  $a_{1,1} \sim a_{6,6}$ 은 전체 기간의 결과처럼 동일하게 모두 1% 유의수준에서 양(+)의 값으로 유의하여 6개의 자국시장과 6개의 타시장간의 잔차충격에서 조건부 변동성전이효과가 존재하였다. GARCH( $\sigma_t^2$ )의 계수는 6개의 자국시장과 2개의 타시장간에 강한 조건부 변동성전이효과를 보여주었고 비대칭과 관련된  $d_{1,2}$ 와  $d_{1,3}$ , 즉 미국에서 한국시장으로, 일본에서 한국시장으로의 계수만이 통계적으로 1% 유의수준에서 유의하고, 또한  $d_i \neq 0$  이므로 2개 시장에서 일방향의 비대칭효과가 존재하였다.

### 3.4. 우도비 검정결과

다변량 비대칭 BEKK모형의 우도비 검정결과를 나타내는 <표 8>의 전체기간에서, 한국의 주식시장의 변동성은 타국의 주식시장의 변동성에 영향을 미치지 않고 동시에 타국의 주식시장의 변동성에 의해 영향을 받지 않는다는 ①부터 ⑬까지의 모든 귀무가설은 1% 유의수준에서 유의하여 기각하였다. 그러므로 한국의 주식시장은 한국에서, 또는 한국으로의 전이를 통해 적어도 다른 주식시장으로 연계될 수 있다고 볼 수 있다. 마찬가지로 위기전의 경우도 모든 귀무가설을 기각함으로써 한국의 주식시장이 타시장에 영향을 미치지 않고 동시에 타시장에 의해 영향을 받지 않는다고 판단할 수 없다. 위기중에서는 한국시장은 일본에 의해 영향을 받지 않는다는 가설인 ⑩을 제외하고 다른 모든 귀무가설을 기각하여 한국의 주식시장이 타 주식시장에 영향을 미치거나 영향을 받는다고 볼 수 있다. 평균회귀기간에서도 한국은 일본(홍콩)에 영향을 받지 않는다는 가설인 ④와 ⑤을 제외하고 다른 귀무가설은 5% 이상 유의수준에서 유의하여 한국의 주식시장이 타 주식시장에 영향을 미치거나 영향을 받는다는 것을 보여 주었다.

따라서 본 연구는 우도비 검정을 통해 타국의 주식시장의 변동성에서 한국의 주식시장의 변동성으로의 전이와 한국과 타국의 주식시장의 변동성간 여러 방향의 반응을 관찰함으로써 한국과 타국의 주식시장의 변동성간의 여러 관계를 확인하였다.

<표 8> 우도비 검정결과

구분	귀무가설	우도비통계량( $\chi^2$ )			
		전체기간	위기전	위기중	평균회귀기간
①	한국은 타국에 영향을 미치지 않고 동시에 타국에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0: a_{1i} = a_{i1} = b_{1i} = b_{i1} = d_{1i} = d_{i1} = 0$ )	3427.6**	49031**	2173.7**	372.53**
②	한국은 타국에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0: a_{i1} = b_{i1} = d_{i1} = 0$ )	2373.6**	170.92**	314.55**	119.87**
③	한국은 미국에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0: a_{21} = b_{21} = d_{21} = 0$ )	1983.1**	26.705**	74.364**	40.550**
④	한국은 일본에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0: a_{31} = b_{31} = d_{31} = 0$ )	149.05**	10.250**	103.10**	1.2709
⑤	한국은 홍콩에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0: a_{41} = b_{41} = d_{41} = 0$ )	65.039**	16.380**	61.590**	0.7176
⑥	한국은 영국에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0: a_{51} = b_{51} = d_{51} = 0$ )	35.749**	8.2553*	19.819**	16.818**
⑦	한국은 프랑스에 영향을 미치지 않는다. ( $H_0: a_{61} = b_{61} = d_{61} = 0$ )	33.913**	10.767*	66.894**	8.0596*
⑧	한국은 타국에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0: a_{1i} = b_{1i} = d_{1i} = 0$ )	634.66**	48302**	1320.0**	253.81**
⑨	한국은 미국에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0: a_{12} = b_{12} = d_{12} = 0$ )	92.731**	13.305**	32.216**	100.32**
⑩	한국은 일본에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0: a_{13} = b_{13} = d_{13} = 0$ )	108.58**	34815**	7.3341	18.403**
⑪	한국은 홍콩에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0: a_{14} = b_{14} = d_{14} = 0$ )	200.80**	5.9105**	11.056*	30.939**
⑫	한국은 영국에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0: a_{15} = b_{15} = d_{15} = 0$ )	99.136**	12337**	9.3685*	10.218*
⑬	한국은 프랑스에 의해 영향을 받지 않는다. ( $H_0: a_{16} = b_{16} = d_{16} = 0$ )	155.65**	9.9219**	878.28**	84.187**

\*:p<.05, \*\*:p<.01

## IV. 요약 및 결론

본 연구는 Engle and Lee(1993)의 모형에 비대칭을 추가한 ACGARCH모형을 이용하여 1990년 1월부터 2014년 3월까지 한국을 포함해서 6개의 국가의 주가지수의 변동성을 추정하여 각각 일시적 요소와 영구적 요소로 분해한 후 지속성, 레버리지와 비대칭효과 등의 관련성을 조사하고자 하였다.

본 연구를 요약하면, 첫째, ADF의 단위근 검정결과 모든 기간에서 단위근이 있어 자기상관이 존재하였으므로 시계열이 비정상적이었으나, 요한슨 공적분 검정을 통해 확인한 결과



변수간의 공적분 관계가 모든 기간에서 존재하여 장기균형관계를 나타내었다. 따라서 공적분 관계식에 오차수정항을 포함시킨 벡터오차수정(VEC)모형을 사용할 수 있었다. 둘째, 분산비 검정에서 모든 기간의 시계열이 무작위이지 않고 자기상관을 보여 주었으며 고전과 수정 RS모형에서 모든 기간에서 자기상관이 존재하고 장기기억이 존재하였다. 또한 ARFIMA의 모든 기간에서 정상적이나, 장기기억을 나타내지 않았다. 셋째, ACGARCH모형의 결과, Engle and Lee(1993)의 단기변동성( $\gamma$ )는 위기전의 일본과 영국, 위기중의 프랑스를 제외하고 다른 모든 기간에서 유의한 거의 양(+)의 값으로 레버리지효과와 일시(단기) 비대칭 변동성이 존재하였다. Hadsell(2006)의 시간가변 단기변동성( $\alpha+0.5\gamma+\beta$ )의 값은 이전의 기간보다 평균회귀기간에서 변동성이 더욱 현저하게 증가되지 않았다. 그리고  $\alpha+0.5\gamma+\beta$ 의 값은 평균회귀기간(위기후)의 한국이 0.9715로 가장 높고  $\alpha+0.5\gamma+\beta$ 의 평균값을 통해 음(-)의 충격으로 인한 일시적 변동성요소가 저변동성국면에서 보다 고변동성국면에서 더욱 낮게 나타났다. 셋째, Engle and Lee(1993)의 장기변동성( $\rho$ )의 평균값의 결과, 위기전에서 주식시장의 영구적 변동성요소가 증가하고 비대칭성은 확대되었으므로 위기중에도 증가하였으나, 반면에 위기후에는 약간 감소하였다. 평균회귀기간의 한국시장을 제외하고 다른 모든 기간에 주식시장의  $\rho$ 값이  $\alpha+0.5\gamma+\beta$ 의 값보다 컸다. 이러한 결과들은 비록 변동성의 영구적 요소가 아시아의 금융위기 이후에 약간 변화가 있을지라도 장기변동성은 여전히 조건부 분산을 통제하였고  $\alpha+0.5\gamma+\beta$ 의 값이  $\rho$ 값보다 더 크다는 Shively(2007)의 연구결과와는 정반대의 결과를 보여주었다.

따라서 본 연구결과는 아시아의 금융위기 이후의 변동성은 시간가변 단기변동성( $\alpha+0.5\gamma+\beta$ )으로 인한 것이 아니라 장기변동성( $\rho$ )의 증가로 인한 것으로 판단할 수 있었고 부호와 규모 검정에서 변동성의 레버리지효과 또는 비대칭성의 존재가 확인되었으나 혼재하였으며 VEC와 다변량 비대칭 BEKK모형을 통해 6개 자국시장 또는 시장간에 조건부 평균 전이효과와 변동성전이효과 및 비대칭효과 등이 기간에 따라 차이는 있을지라도 대부분 존재하였으므로 여러 시장간에 밀접하게 관련성을 확인하였다.

시사점에서 2009년 들어 주요국의 적극적인 정책대응에 힘입어 국제금융시장의 불안이 점차 진정됨에 따라 국내 주가가 상승하고 환율이 안정되었다. 이에 따른 기준금리의 인하, 증시의 자금공급 역할 활성화, 직접금융에 대한 모니터링 강화, 중소·중견기업의 신용경색 완화 등 시장안정화 조치로 회사채와 CP 등의 발행 및 유통 여건도 나아졌다. 그러나 저금리기조하에서 장단기 금리격차가 크게 축소된 데다 금융시장내 불확실성이 상존함에 따라 시중자금의 단기화 현상이 나타났다. 현재 국내 금융시장은 안정되어 가는 것으로 보이지만 불안요인은 여전히 상존해 있다. 향후 글로벌 경기와 국제금융시장의 여건에 따라 주가, 금리 및 환율 등 가격변수의 변동성이 확대될 가능성이 있다. 한편 정부는 경제체질을 개선하고 금융기관의 자금중개기능을 정상화하기 위하여 업종별, 규모별 기업 구조조정을 적극 추

진하고 있는데, 이것이 차질없이 마무리되어야만 국내 금융시장의 불안요인으로 잠재해 있는 불확실성이 줄어들 것으로 예상된다. 최근 금융시스템 안정을 높이기 위한 금융개혁의 일환으로 은행에 대한 자산건전성 규제 등이 강화될 예정이고 금융시장이 불안정해지더라도 금융기관들의 건전성을 유지할 수 있는 방안을 모색해야 할 것이다. 대외적인 여건변화에 따라 대내외 금융시장과 다른 시장간 상호연관성이 변화할 수 있음을 감안하여 시장의 안정화 방안을 항시 마련함으로써 위기발생시 큰 충격없이 금융시장을 회생시킬 수 있는 계획을 수립하여 놓아야 할 것으로 사료된다.

## 참 고 문 헌

- 최기홍(2010), “중국주식시장의 비대칭적 변동성에 관한 연구,” *산업경제연구*, 제23권 제1호, 585-604.
- 최기홍·윤성민(2012), “원·달러 외환시장에서 거래량과 환율변동성의 관계,” *산업경제연구*, 제25권 제6호, 3563-3584.
- Baba, Y., R.F. Engle, D.F. Kraft and K.F. Kroner(1991), “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH,” Working Paper, Department of Economics, University of California, San Diego.
- Bekaert, R., and G. Wu(2000), “Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets,” *Review of Financial Studies*, 13, 1-42.
- Black, F.(1976), “Studies of Stock Price Volatility Changes, Proceedings of the 1976 Business Meetings of the Business and Economical Statistics Section,” *American Statistical Association*, 177-181.
- Bollerslev, T.(1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerslev, T., R.Y. Chou and K.E. Kroner(1992), “ARCH Modelling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Bollerslev, T. Engle, R.F., and J.M. Wooldridge(1988), “A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances,” *Journal of Political Economy*, 96, 116-131.
- Byrne, J.P., and E.P. Davis(2005), “The Impact of Short-and Long-run Exchange Rate Uncertainty on Investment: A Panel Study of Industrial Countries,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 307-329.
- Christie, A.A.(1982), “The Stochastic Behavior of Common Stock Variance-value, Leverage and Interest Rate Effects,” *Journal of Financial Econometrics*, 10, 407-432.
- Degiannakis, S.(2004), “Volatility Forecasting: Evidence from a Fractional Integrated

- Asymmetric Power ARCH Skewed-t Model," *Applied Financial Economics*, 14, 1333-1342.
- Degiannakis, S., and E. Xekalaki(2005), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) Models: a Review," *Quality Technology and Quantitative Management*, forthcoming.
- Ding, Z., and W.J. Granger(1996), "Modeling Volatility Persistence of Speculative Returns: a New Approach," *Journal of Econometrics*, 73, 185-215.
- Engle, R.F.(1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of UK Inflation," *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Engle, R.F., and G. Lee(1993), "A Permanent and Transitory Component Model of Stock Prices," Working Paper, Department of Economics, University of California, San Diego.
- Engle, R.F., and K.F. Kroner(1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," *Econometric Theory*, 11, 122-150.
- Engle, R.F., and C. Mustafa(1992), "Implied ARCH Models from Options Prices" *Journal of Econometrics*, 52, 289-311.
- Engle, R.F., and V.K. Ng(1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- Fama, E.F.(1965), "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business*, 38, 34-105.
- Gallagher, L.(1999), "A Multi-country Analysis of the Permanent and Transitory Component Model of Stock Prices," *Journal of Financial Econometrics*, 9, 129-142.
- Glosten, L., R. Jagannathan and D. Runkle(1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Gong, S.C., T.P. Lee and Y.M. Chen(2004), "Crisis Transmission: Some Evidence from the Asian Financial Crisis," *International Review of Financial Analysis*, 13, 463-478.
- Granger, C.W.J.(1986), "Developments in the Study of Cointegrated Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-227.
- Granger, C.W.J., and R. Joyeux(1980), "An Introduction to Long-memory Time Series Models and Fractional Differencing," *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-29.
- Hadsell, L(2006), "A TGARCH Examination of the Return Volatility-volume Relationship in Electricity Futures," *Applied Financial Economics*, 16, 893-901.
- Hurst, H.(1951), "Long-term Storage Capacity of Reservoirs," *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116, 770-799.
- Hwang, S., and S.E. Satchell(2005), "GARCH Model with Cross-sectional Volatility: GARCHX Models," *Applied Financial Economics*, 15, 203-216.
- Kian, T.K., and N.K. Kuan(2006), "Exchange Rate Volatility and Volatility Asymmetries:

- An Application to Finding a Natural Dollar Currency,” *Applied Economics*, 38, 307-323.
- Kim, C.J., and M.J. Kim(1996), “Transient Fads and the Crash of '87,” *Journal of Applied Econometrics*, 11, 41-58.
- Koutmos, G.(1999), “Asymmetric Index Stock Returns: Evidence from the G-7,” *Applied Economics Letters*, 6, 817-820.
- Kroner, F.K., and V.K. Ng(1998), “Modelling Asymmetric Comovements of Assets Returns,” *The Review of Financial Studies*, 11, 817-844.
- Leeves, G.(2007), “Asymmetric Volatility of Stock Returns during the Asian Crisis: Evidence from Indonesia,” *International Review of Economics and Finance*, 16, 272-286.
- Lo, A.W.(1991), “Long-term Memory in Stock Market Prices,” *Econometric Theory*, 7, 1-21.
- Lo, A.W., and C. Mackinlay(1988), “Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test,” *Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
- Mandelbrot, B.(1963), “The Variation of Certain Speculative Prices,” *Journal of Business*, 36, 394-419.
- Nelson, D.(1991), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica*, 59, 347-370.
- Pagan, A.R., and G.W. Schwert(1990), “Alternative Models for Conditional Stock Volatility,” *Journal of Econometrics*, 45, 267-290.
- Pang, E.(2000), “The Financial Crisis of 1997-1998 and the End of the Asian Development State,” *Contemporary Southeast Asia*, 22, 570-593.
- Schwert, G.W.(1990), “Stock Volatility and the Crash of '87,” *Review of Financial Studies*, 3, 77-102.
- Shively, P.A.(2007), “Asymmetric Temporary and Permanent Stock-price Innovation,” *Journal of Empirical Finance*, 14, 120-130.
- Speight, A.E.H., and D.G. McMillan(2000), “Intra-day Volatility Component in FTSE-100 Stock Index Futures,” *Journal of Futures Markets*, 20, 425-444.
- Summers, L.(1986), “Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?,” *Journal of Finance*, 43, 591-601.
- Wu, G.(2001), “The Determinants of Asymmetric Volatility,” *Review of Financial Studies*, 14, 837-859.
- Yang, J.J.W., and S.J. You(2003), “Asymmetric Volatility: Pre and Post Financial Crisis,” *Journal of Management*, 20, 797-819.

## A Study on the Relation with Volatility of Stock Price using Asymmetric Component GARCH model in Korea

Kyung-Hee Lee\*

Kyung-Soo Kim\*\*

### Abstract

This study attempts to estimate the volatility of the stock price index and examine the relevance of each element after decomposing the temporary and permanent element using the ACGARCH model.

First, the short-term volatility( $\gamma$ ) of Engle and Lee(1993) shows that there are the significant leverage effect and transitory(short-run) asymmetric volatility with almost positive value except Japan and UK, France of prior to the crisis in ACGARCH model. Second, the time-varying short-run volatility( $\alpha+0.5\gamma+\beta$ ) of Hadsell(2006) is not significantly increased in the mean reversion period. Korea has the highest value ( $\alpha+0.5\gamma+\beta$ ) in the mean reversion period, but the average value( $\alpha+0.5\gamma+\beta$ ) is the lowest in the high volatility regime. Third, in pre-crisis, the long-term average volatility( $\rho$ ) of Engle and Lee(1993) increase volatility and expand some asymmetry. The long-run volatility( $\rho$ ) in the stock market is greater than the short-run volatility( $\alpha+0.5\gamma+\beta$ ) of Hadsell(2006) over almost all periods.

Thus we found that the increase in volatility could be considered due to the long-term volatility and the leverage effect or asymmetry of volatility were identified in sign and size test. And there were the conditional mean and volatility spillover effects and asymmetric effects, so we confirmed that the stock markets were closely related among the six own or cross markets through the multivariate VEC and asymmetric BEKK model.

**Keywords : ACGARCH, volatility, leverage, asymmetry.**

---

\* Ph.D. Candidate, Department of Tourism Administration, Kangwon National University

\*\* Professor, Department of Accounting, Kangwon National University