

정보유형과 주가변동성의 관계에 관한 연구

감 형 규*

요 약

본 연구에서는 한국을 포함한 4개국의 주식시장을 대상으로 주식시장에 도달하는 정보의 유형 즉, 정보가 나쁜 뉴스(bad news)이나 또는 좋은 뉴스(good news)이냐에 따라 주가변동성에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 주가변동성은 투자위험을 나타내는 것으로 위험프리미엄(risk premium)과 관련이 있으며, 주가변동성이 높을수록 위험프리미엄이 커져서 기대수익률이 높아지게 된다. 따라서 주가변동성에 관한 연구는 자산가격결정 등 투자자산 관리에 있어서 매우 중요한 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

실증분석결과에 의하면 전체기간(1991년~2004년)에서 4개국 모두 예상하지 못한 음(-)의 수익률이 예상하지 못한 양(+)의 수익률보다 주가의 변동성을 더욱 증가시킨 것으로 나타났다. 그리고 그 반응 정도의 크기는 한국이 가장 낮게 나타나고 있다. 즉 주식수익률의 정보의 비대칭성은 4개국 모두 볼 수 있으며, 이중 한국에서 정보의 비대칭성이 가장 약하다는 결과로 해석할 수 있다. 본 연구의 이러한 분석결과는 4개국 모두 주식시장에서 정보유형에 따른 주가변동성의 비대칭적 반응이 존재한다는 것을 실증적으로 보여주는 것이다.

또한 두 개의 하위기간(IMF 전후기간)에서도 주가변동성의 비대칭적 반응이 존재하는 것으로 나타났으며, 특이한 점은 주가변동성의 비대칭적 반응을 나타내는 계수값이 한국, 일본, 홍콩 등 아시아 국가들은 IMF 이후기간에서 감소하는(특히 한국의 경우 대폭 감소함) 반면, 미국의 경우에는 대폭 증가하였다. 이는 아시아권의 경우 금융위기를 겪으면서 투자자들이 나쁜 뉴스에 대해 다소 둔감하게 된 결과인 것으로 해석할 수 있다.

* 청운대학교 경영학과 교수

I. 서 론

주식시장에서의 주가는 시장에서 수시로 발생하는 정보를 반영하여 형성된다. Ross(1989)는 주가변동성(stock price volatility)이 정보의 흐름을 나타내는 척도라고 하였다. 그러므로 주가변동성이 존재한다는 것은 자본시장에 정보가 존재한다는 의미를 지니고 있다. 또한 시장에서 생성되는 다양한 정보는 주가의 변동성을 초래하는 요인이 된다. 예를 들어, 국가신용등급의 상승, 남북정상회담의 발표 등과 같은 좋은 뉴스(good news)와 국제원유가의 상승, 대미달러화 환율의 하락, 금리인상의 발표 등과 같은 나쁜 뉴스(bad news)가 주식시장에 전달될 때마다 주가는 큰 폭으로 변동하게 된다.

Black(1976)에 의해 좋은 뉴스 또는 나쁜 뉴스인가에 따라 주가변동성에 반영되는 정도가 비대칭적(asymmetric)이라고 주장된 이후, 이와 관련된 연구가 지속적으로 이루어져 왔다.¹⁾ Nelson(1991)은 수익률과 조건부 분산의 변화사이의 비대칭적 관계를 나타내는 변수가 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계를 갖는다고 하였다. Glosten, Jagannathan and Runkle(1993)은 1951년에서 1989년까지의 CRSP(Center for Research in Security Prices)의 가치가중지수(value-weighted index)의 월별 데이터를 이용하여 미국 시장을 대상으로 비대칭적 주가변동성을 확인하였다. 예상하지 못한 음의 수익률 즉, 나쁜 뉴스로 인한 주가하락은 주가변동성을 증가시키나, 예상하지 못한 양의 수익률 즉, 좋은 뉴스로 인한 주가상승은 주가변동성을 감소시키는 결과를 제시하였다. 옥기울(1997)은 Glosten, Jagannathan, and Runkle(1993)과 Engle and Ng(1993)의 연구를 보다 확장하여 미국뿐만 아니라 여러 나라의 주식시장을 대상으로 분석한 결과 주가변동성이 비대칭적으로 나타난다는 결과를 제시하였다.

1) 정보에 대한 비대칭적 주가변동성이 존재한다고 주장한 주요 연구로는 French, Schwert and Stambaugh(1987), Nelson(1991), Schwert(1990), Pagan and Schwert(1990), Engle and Ng(1993), Glosten, Jagannathan and Runkle(1993), Campbell and Hentschel(1992) 등이 있다.

한편 주가의 변동성은 투자자의 투자위험을 의미하므로 이를 정확히 측정하는 것은 자산가격을 결정하는데 중요하다. Day and Lewis(1992)에 의하면 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 또는 EGARCH(Exponential GARCH)모형을 이용하여 구한 내재변동성(implied volatility)은 Black-Scholes모형에 의해 구해진 것보다 미래 주식수익률의 변동성을 훨씬 더 충분하게 설명한다고 주장하였다. 그러나 GARCH모형은 시장에 도달하는 정보의 유형에 따라 주가변동성에 미치는 영향을 충분하게 분석할 수 없으므로 한계를 지닐 수 있다. 이를 해결하고자 비대칭적(asymmetric) GARCH모형을 이용하게 된다. 주가변동의 비대칭성을 분석하기 위하여 사용되는 모형으로는 Glosten, Jagannathan, and Runkle(1993)에 의해 개발된 GJR 모형 이외에도 Nelson(1991)의 EGARCH모형, Campbell and Hentschel(1992)의 QGARCH(Quadratic GARCH) 등을 들 수 있다. 한편 Engle and Ng(1993)은 시뮬레이션분석을 통하여 GJR모형이 다른 주가변동성의 비대칭적 반응을 연구하는 모형에 비해 가장 우수하다고 밝혔다.²⁾

그동안 주식시장에서의 정보유형과 주가변동성의 관계를 규명하고자 하는 논의가 국외에서 활발하게 진행되어 온 반면 국내의 연구는 부족한 실정이다. 이에 본 연구에서는 한국, 미국, 일본, 홍콩 등 4개국 주식시장을 대상으로 시장에 도달하는 정보의 유형이 주가변동성에 미치는 영향을 살펴보고, 그 시사하는 바를 찾고자 한다. 또한, 분석기간을 우리나라의 IMF 이전과 이후로 나누어 살펴봄으로써 시장상황이 주가변동성에 영향을 미칠 수 있는 지를 살펴본다. 본 논문은 I 장 서론에 이어, II 장에서는 연구방법론을 언급하고, III 장에서는 실증분석의 결과를 제시하여 결과가 의미하는 바를 설명하고자 한다. 마지막으로 IV 장에서는 연구의 요약과 결론을 제시하였다.

2) 이들에 의하면 EGARCH모형에 의해 구해진 조건부 주가변동성이 GJR모형에 비해 너무 크게 나타나기 때문에 EGARCH모형에 의해 추정된 조건부 주가변동성은 주가의 큰 변화가 있을 때 심각한 왜곡현상이 나타날 수 있다.

II. 연구방법론

1. 표본의 선정과 분석기간

본 연구에서는 한국, 미국 등 4개국 주식시장에서의 1991년 1월 2일부터 2004년 12월 31일까지 14년간에 해당하는 자료를 표본으로 선정하였다.³⁾ 한국의 KOSPI200지수는 1998년 12월 5일까지는 토요일에도 거래가 되었기 때문에 총 분석기간 동안의 표본의 수가 다른 국가에 비해 300여일이 많은 3,822거래일 자료이고, 미국, 일본, 홍콩의 경우는 각각 3,533거래일, 3,448거래일, 3,466거래일 자료이다.

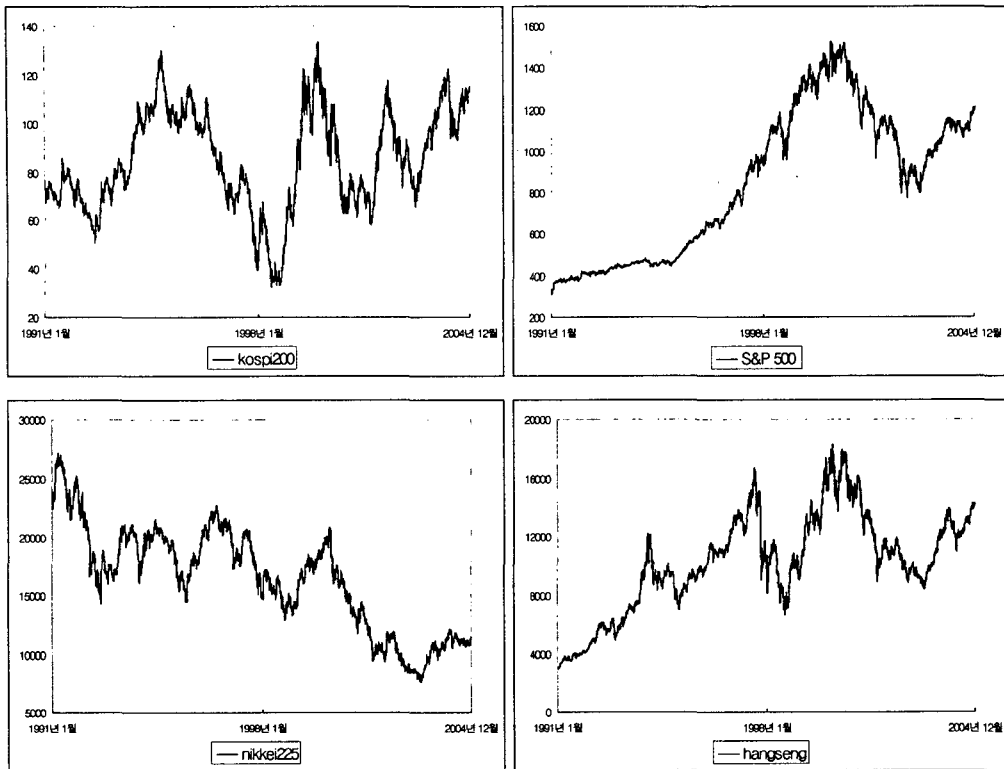
주식수익률의 변동성을 구하기 위해 필요한 일별수익률(%) R_t 는 당일 주가지수대 전일 주가지수 비에 자연로그를 취하여 다음과 같이 구하였다.

$$R_t = 100 \times \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (1)$$

여기서 P_t : t일의 주가지수

[그림 1]은 표본구간인 1991년 1월 2일부터 2004년 12월 31일까지의 각 나라별 주식시장의 변동성을 개괄적으로 살펴보기 위하여 각 나라별 일별 주가지수의 움직임을 제시하고 있다. Schwert(1990)에 의하면 높은 주가변동성을 나타내는 많은 기간들은 불황 또는 금융시스템에서의 위기와 관련이 있다. 특히 우리나라의 경우 1997년 말 외환위기에 의해 IMF(International Monetary Fund)로부터 구제금융을 받는 시점을 전후하여 주가변동성의 양상이 다르게 나타남을 알 수 있다. 이와 같은 점을 고려하여 분석기간을 전체기간과 두 개의 하위기간, 즉 IMF 이전기간(1991년~1997년)과 IMF 이후기간(1998년~2004년)으로 구성하여 실증분석을 실시하였다.

3) 한국의 KOSPI200지수, 미국의 S&P500지수, 일본의 NIKKEI225지수, 홍콩의 Hang Seng지수의 일별수익률 자료는 Bloomberg에서 추출한 것이다.



[그림 1] 국가별 주가지수의 변화추세

2. 연구모형

주식수익률에서 나쁜 뉴스로 표현되는 예상하지 못한 음(-)의 수익률과 좋은 뉴스로 표현될 수 있는 예상하지 못한 양(+)의 수익률이 조건부 주가변동성에 미치는 반응이 비대칭적인지를 분석하기 위하여 주식수익률에서 예측가능한 부분은 제외되어야 한다.

기존의 연구에서는 이를 해결하고자, 주식수익률의 자기상관을 고려하여 AR(1)(Autoregressive Processes(1))을 이용한 수정된 GARCH모형을 주로 사용하고 있다. 한편 Chan, Chan and Karolyi(1991)는 선물 및 현물시장에서의 일중수익률의 동태를 분석하기 위하여 이변량 AR(1)-GARCH(1, 3)모형을 사용하였다.

본 연구에서는 GJR모형에 AR(1)을 포함시켜 수정된 AR(1)-GJR(1, 1)모형을

활용하여 실증분석을 실시하고자 한다.⁴⁾ 아울러 GJR모형을 적용한 분석결과를 GARCH모형과 Nelson(1991)의 EGARCH모형을 활용한 분석결과를 상호 비교 분석한다.

먼저 AR(1)-GARCH(1, 1)모형을 살펴보면 다음과 같다.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3)$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 \quad (4)$$

이상의 모형에서 사용된 변수들 중 R_t 는 t-1기에서 t기까지의 일별수익률이고, Ω_{t-1} 을 t-1기에서 취득할 수 있는 모든 정보집합이다. 그리고 ε_t 와 ε_{t-1} 은 각각 t기 및 t-1기의 뉴스의 집합이라고 할 수 있는데, 양(+) ε_t 와 ε_{t-1} 은 예상하지 못한 주가상승, 즉 좋은 뉴스를 의미하고, 음(-)의 ε_t 와 ε_{t-1} 은 예상하지 못한 주가하락, 즉 나쁜 뉴스를 의미한다. 그리고 h_t 는 조건부 분산을 나타낸다.⁵⁾ 식 (4)에서 계수 α 는 현재의 주가변동성 충격이 다음기의 주가변동성에 미치는 영향을 측정하는 것으로서, 그 값이 크다는 것은 주가변동성이 시장의 움직임에 매우 민감하게 반응함을 의미한다. 그리고 α 와 γ_1 의 합계는 주가변동성이 얼마나 지속되는가 또는 현재의 변동성이 미래에 어떻게 소멸되어 가는가를 측정한다. 이 값이 1에 가까울수록 현재의 높은(또는 낮은) 변동성이 미래에도 지속될 가능성이 높은 것이다.

그리고 AR(1)-EGARCH(1, 1)모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.⁶⁾

4) 주식수익률의 예상하지 못한 수익률을 구하고, 수익률의 자기상관 문제를 해결하기 위해서는 GARCH, EGARCH, 그리고 GJR모형을 다소 수정하여야 한다. 이를 위해 Akaike(1976)의 '아카이케 정보기준(Akaike Information Criterion : AIC)'과 Schwartz (1978)의 '슈워츠 베이저안 정보기준(Schwartz Bayesian Criterion : SC)'을 이용하여 적정모형을 선정하였다.

5) 일반적으로 GARCH모형은 t-1기의 뉴스의 집합이라고 할 수 있는 ε_{t-1} 가 t기의 조건부 변동성 h_t 에 동일하게 반응하도록 구성된 것인데 비하여 EGARCH 및 GJR모형은 주가변동의 비대칭성을 표현가능하도록 구성된 것으로 구분된다.

6) 일반적인 GARCH모형에서는 현재 수익률의 잔차항 제곱이 미래수익률의 변동성에

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (6)$$

$$\ln(h_t) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(h_{t-1}) + \omega \cdot \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \lambda \cdot \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (7)$$

식 (7)에서 볼 수 있는 바와 같이 $\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ 의 수준은 계수 ω 가 어떤 값이냐에 따라 영향을 받기 때문에 EGARCH모형의 변동성은 충격에 대하여 비대칭적으로 반응하게 됨을 알 수 있다. 즉 ω 가 음(-)의 값을 가지면, 수익률의 큰 폭 하락(나쁜 뉴스)이 수익률의 큰 폭 상승(좋은 뉴스)보다 다음기의 추가변동성을 더 크게 하는 효과를 가지게 된다.

마지막으로 AR(1)-GJR(1, 1)모형을 살펴보면 다음과 같다.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (9)$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_D S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 \quad (10)$$

$$\text{여기서 } S_t^- = \begin{cases} 1, & \varepsilon_t < 0 \\ 0, & \varepsilon_t \geq 0 \end{cases}$$

식 (10)에서 S_{t-1}^- 는 추가정보의 비대칭성을 나타내기 위해서 사용하는 것으로서, t-1기의 잔차의 값 ε_{t-1} 이 음(-)이면 1의 값을, 양(+)이면 0의 값을 가지는 가변수(dummy variable)이다. 그러므로 이들을 포함하는 계수 α_D 가 양(+)의 값을 나타낸다면, 이는 t-1기의 나쁜 뉴스가 좋은 뉴스보다 조건부 추가변동성을 더욱 증가시킨다는 것을 의미한다.

영향을 미치게 되어 조건부 변동성에 대한 충격이 양(+)인지 음(-)인지에 관계없이 항상 대칭적인 효과가 있게 된다. 이러한 점들을 고려하여 Nelson(1991)은 EGARCH 모형을 제시하였다.

Ⅲ. 실증분석결과

1. 주가지수수익률의 기술적 통계

1991년 1월2일부터 2004년 12월 31일까지의 4개국(한국·미국·일본·홍콩) 주식시장 즉, 한국의 KOSPI200지수, 미국의 S&P500지수, 일본의 NIKKEI225 지수, 홍콩의 Hang Seng지수의 수익률에 대한 자료의 수, 평균, 중앙값, 최대값, 최소값, 표준편차, 왜도(skewness), 첨도(kurtosis), Bera-Jarque통계량을 구한 결과는 <표 1>과 같다.⁷⁾

자료의 수는 토요일의 거래로 인하여 KOSPI200지수수익률이 타국가에 비해 300여일이 많다. 수익률의 평균값을 보면 전체기간에서 홍콩과 미국이 상대적으로 높게 나타나고 있으나, IMF 이후에는 한국이 0.0566%로 가장 높게 나타나고 있다.

주가변동성을 나타내는 표준편차는 전체기간에서 한국이 가장 높으며, 그 다음으로 홍콩, 일본, 미국순이라 할 수 있다. 이는 선진국일수록 주가변동성이 낮다는 것을 보여주고 있다. 그리고 하위기간에서는 모든 나라가 IMF 이전보다 이후에 표준편차가 높게 나타나고 있는데, 이는 최근 주가변동성이 커지고 있음을 말해 준다.

왜도를 살펴보면, 전체기간에서는 한국, 미국, 홍콩은 왼쪽으로 약간 치우친 반면, 일본은 오른쪽으로 약간 치우쳐 있다. 그러나 IMF 이후에는 한국을 제외한 다른 나라는 모두 오른쪽으로 약간 치우쳐 있다. 그리고 첨도는 모든 나라에서 3보다 큰 값을 보이고 있기 때문에 첨예분포(leptokurtic)를 이루고 있음을 알 수 있다. 또한 왜도와 첨도를 동시에 검정하는 Bera-Jarque통계량에 의하면, 모든 나라의 주가지수수익률의 정규분포 가설이 유의적으로 기각됨을 알

7) Bera and Jarque(1981)에 의해서 제시된 Bera-Jarque통계량은 분석자료의 정규성을 검정하는 것으로 다음과 같이 구할 수 있다.

$$B-J = N \left[\frac{s^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24} \right], \text{ 여기서 } N: \text{관측치의 수, } s: \text{왜도, } k: \text{첨도}$$

수 있다.

이상의 결과를 종합하면, 4개의 국가 모두, Bollerslev(1986)의 연구에서 보듯이 GARCH모형으로 변동성을 분석하는 데 적합함을 알 수 있다.

<표 1> 주가지수수익률의 기술적 통계 분석결과

구 분	KOSPI200	S&P500	NIKKEI225	Hang Seng
전체기간(1991년~2004년)				
자료의 수	3821	3532	3447	3465
평균	0.011366	0.037136	-0.021455	0.044631
표준편차	1.960153	1.035105	1.475367	1.675641
왜 도	-0.063921	-0.100061	0.095934	-0.016233
첨 도	6.115580	6.859582	5.034352	12.23011
Bera-Jarque 통계량	1548.012	2198.144	599.6919	12300.17
IMF 이전(1991년~1997년)				
자료의 수	2053	1769	1727	1735
평균	-0.027622	0.061585	-0.026390	0.072823
표준편차	1.466547	0.753121	1.431156	1.607980
왜 도	0.049016	-0.352827	0.202724	-0.287711
첨 도	7.069069	10.03239	5.747860	18.06036
Bera-Jarque 통계량	1417.163	3681.908	555.1675	16420.73
IMF 이후(1998년~2004년)				
자료의 수	1768	1763	1720	1730
평균	0.056639	0.012605	-0.016500	0.016358
표준편차	2.409317	1.255713	1.518864	1.740866
왜 도	-0.122759	0.001583	0.004903	0.205533
첨 도	4.674235	5.049211	4.440131	7.879161
Bera-Jarque 통계량	210.9330	308.4719	148.6419	1728.212

2. 단위근 검정

각 국가의 주가지수수익률이 안정적 시계열인가를 검정하기 위하여 ADF (Augmented Dickey-Fuller)방법과 PP(Phillips-Perron)방법으로 단위근 검정 (unit root test)을 실시하였다. 분석결과는 <표 2>에서 제시된 바와 같이 각 지수의 수익률은 모두 안정적인 시계열로 나타났다.

〈표 2〉 주가지수수익률의 단위근 검정 분석결과

구 분	KOSPI200	S&P500	NIKKEI225	Hang Seng
ADF검정	-35.74475***	-35.98384***	-34.73990***	-31.44836***
PP검정	-56.85977***	-60.27857***	-60.49087***	-56.83060***

주) ***은 Mackinnon임계값이 1%수준에서 유의함을 의미한다.

3. 실증분석결과

주식시장에 도착하는 정보에 대해 그 정보가 나쁜 뉴스이나 좋은 뉴스이나에 따라 주가변동성에 반영되는 정보가 비대칭적인가를 실증적으로 알아보기 위해 AR(1)-GJR(1, 1)모형에 의한 분석을 수행하고, 추가적으로 AR(1)-EGARCH(1, 1)과 AR(1)-GARCH(1, 1)모형에 의한 분석을 하여 그 결과를 비교하고자 한다.

본 연구에서는 각 모형의 최우추정치(maximum likelihood estimate)를 구하기 위해 Berndt, Hall, Hall, and Hausman(1974)에 의해 제시된 BHHH알고리즘에 기초를 둔 로그우도함수(log likelihood function)를 최대화하는 비선형 최적화기법(nonlinear optimization technique)을 이용하였다.

(1) 전기간에 대한 실증분석결과

먼저 분석기간 전체에 대한 실증분석결과인 <표 3>의 AR(1)-GJR(1, 1)모형에서 AR의 계수인 β_1 은 미국과 일본을 제외하면 1% 유의수준에서 모두 유의하고, 한국과 홍콩의 경우는 계수 값도 0.07491과 0.09807로 비교적 크다. 이는 한국과 홍콩의 경우 주식수익률에서 예측가능한 부분이 미국이나 일본에 비해 더 크다는 것을 의미한다. 또한 주가변동성의 시간변동을 나타내는 계수인 γ_1 과 α 는 미국을 제외한 나머지 국가에서 모두 유의한 양의 값을 가진다. 이는 AR(1)-GJR(1, 1)모형이 주가변동성의 시간변동을 추정할 수 있다는 점에서 주식수익률의 행태를 나타내는데 적절한 모형임을 의미한다. 그리고 주가변동성에 미치는 비대칭적 반응을 나타내는 계수, 즉 $\epsilon_{t-1} < 0$ 일 때의 계수인 α_D 는 1%의 유의수준에서 모두 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타났으며, 그 값

〈표 3〉 주가지수수익률의 변동성 분석결과 : 분석기간 전체(1991년~2004년)

구 분	KOSPI200	S&P500	NIKKEI225	Hang Seng
AR(1)-GJR(1, 1)				
β_0	-0.00055 (0.981)	0.03093 (0.024)	-0.02789 (0.220)	0.04854 (0.034)
β_1	0.07491 (0.000)	0.02106 (0.257)	-0.01060 (0.573)	0.09807 (0.000)
γ_0	0.02361 (0.000)	0.00929 (0.000)	0.05226 (0.000)	0.06475 (0.000)
γ_1	0.91211 (0.000)	0.93485 (0.000)	0.90386 (0.000)	0.89315 (0.000)
α	0.05419 (0.000)	0.00537 (0.382)	0.02563 (0.000)	0.02631 (0.000)
α_D	0.06197 (0.000)	0.10103 (0.000)	0.09677 (0.000)	0.10956 (0.000)
우도함수값	-3832.549	-1360.740	-2842.533	-2986.307
AR(1)-EGARCH(1, 1)				
β_0	-0.00059 (0.980)	0.03119 (0.019)	-0.02609 (0.236)	0.05019 (0.043)
β_1	0.08188 (0.000)	0.01731 (0.340)	-0.01721 (0.348)	0.09915 (0.000)
γ_0	-0.13057 (0.000)	-0.08891 (0.000)	-0.09304 (0.000)	-0.10370 (0.000)
γ_1	0.99143 (0.000)	0.98496 (0.000)	0.97276 (0.000)	0.97483 (0.000)
ω	-0.03899 (0.000)	-0.08563 (0.000)	-0.07466 (0.000)	-0.07207 (0.000)
λ	0.18067 (0.000)	0.11128 (0.000)	0.14356 (0.000)	0.16121 (0.000)
우도함수값	-3838.797	-1348.839	-2837.879	-2980.846
AR(1)-GARCH(1, 1)				
β_0	0.02924 (0.181)	0.05340 (0.000)	0.00413 (0.854)	0.07951 (0.001)
β_1	0.07647 (0.000)	0.01171 (0.521)	-0.01383 (0.463)	0.08948 (0.000)
γ_0	0.02511 (0.000)	0.00520 (0.000)	0.06063 (0.000)	0.05387 (0.000)
γ_1	0.90807 (0.000)	0.93934 (0.000)	0.89447 (0.000)	0.89358 (0.000)
α	0.08791 (0.000)	0.05654 (0.000)	0.07850 (0.000)	0.08616 (0.000)
우도함수값	-3847.460	-1401.360	-2872.108	-3021.944

주) * ()안의 수치는 계수의 유의수준을 나타냄.

은 한국의 경우 가장 작게 나타나고 있다. 이와 같은 결과는 예상하지 못한 음(-)의 수익률(나쁜 뉴스)이 예상하지 못한 양(+의 수익률(좋은 뉴스)보다 주가 변동성을 더 크게 증가시킨다는 것을 의미한다. 즉 모든 국가에서 정보가 주가 변동성에 미치는 반응은 비대칭적이며, 한국은 상대적으로 정보의 비대칭성이 약하다고 볼 수 있다.

<표 3>의 AR(1)-EGARCH(1,1)모형에서 AR의 계수인 β_1 은 미국과 일본을 제외하면 1% 유의수준에서 모두 유의하고, 한국과 홍콩의 경우는 계수 값도 0.08188과 0.09915로 비교적 크다. 이는 한국과 홍콩의 경우 주식수익률에서 예측가능한 부분이 미국이나 일본에 비해 더 크다는 것을 의미한다. 또한 ω 가 모든 국가에서 1% 유의수준에서 유의한 음의 값을 가지고 있으며, 그 값의 크기(절대값)는 한국이 가장 작게 나타나고 있다. 이 결과는 EGARCH모형에 의해서도 비대칭적 주가변동이 존재한다는 것을 확인할 수 있으며, 한국의 경우 상대적으로 정보의 비대칭성이 가장 약함을 의미한다.

<표 3>의 AR(1)-GARCH(1,1)모형에서 AR의 계수인 β_1 은 미국과 일본을 제외하면 1% 유의수준에서 모두 유의하고, 한국과 홍콩의 경우는 계수 값도 0.07647과 0.08948로 비교적 크다. 계수 α 는 현재의 주가변동성 충격이 다음기의 주가변동성에 미치는 영향을 측정하는 것으로서, 그 값이 모든 국가에서 1% 유의수준에서 유의한 양의 값을 가지고 있다. 이 값은 한국이 가장 크게 나타나고 있는데, 이는 다른 나라에 비해 한국의 주가변동성이 시장의 움직임에 가장 민감하게 반응함을 의미한다. 그리고 α 와 γ_1 의 합계는 한국, 미국, 일본, 홍콩의 경우 각각 0.99598, 0.99588, 0.97297, 0.97974이다. 이 값이 1에 가까울수록 현재의 높은(또는 낮은) 변동성이 미래에도 지속될 가능성이 높음을 의미하는 것으로서, 한국의 경우 상대적으로 주가변동성의 지속성이 높다고 할 수 있다.

(2) 하위기간에 대한 실증분석결과

다음으로 두 개의 하위기간, 즉 IMF 이전기간(1991년~1997년)과 IMF 이후기간(1998년~2004년)의 실증분석결과는 <표 4>의 패널 1과 패널 2에 각각 제

〈표 4〉 주가지수수익률의 변동성 분석결과 : 하위기간

패널 1 : IMF 이전기간(1991년~1997년)

구 분	KOSPI200지수	S&P500지수	NIKKEI225지수	Hang Seng지수
AR(1)-GJR(1, 1)				
β_0	-0.02289 (0.372)	0.04656 (0.005)	-0.03071 (0.314)	0.07950 (0.011)
β_1	0.08608 (0.000)	0.05699 (0.033)	-0.02851 (0.285)	0.13414 (0.000)
γ_0	0.07432 (0.000)	0.00828 (0.000)	0.03256 (0.000)	0.13477 (0.000)
γ_1	0.83008 (0.000)	0.93396 (0.000)	0.91999 (0.000)	0.81381 (0.000)
α	0.07974 (0.000)	0.02569 (0.007)	0.01490 (0.023)	0.04420 (0.002)
α_D	0.11093 (0.000)	0.05414 (0.000)	0.10445 (0.000)	0.15753 (0.000)
우도함수값	-1473.610	-258.544	-1316.166	-1364.526
AR(1)-EGARCH(1, 1)				
β_0	-0.01608 (0.555)	0.04690 (0.004)	-0.02467 (0.390)	0.08828 (0.011)
β_1	0.10815 (0.000)	0.04422 (0.083)	-0.04019 (0.117)	0.14173 (0.000)
γ_0	-0.16992 (0.000)	-0.09546 (0.000)	-0.08675 (0.000)	-0.13884 (0.000)
γ_1	0.96883 (0.000)	0.98349 (0.000)	0.98173 (0.000)	0.94128 (0.000)
ω	-0.06129 (0.000)	-0.05458 (0.000)	-0.08431 (0.000)	-0.10645 (0.000)
λ	0.23501 (0.000)	0.11255 (0.000)	0.12604 (0.000)	0.22991 (0.000)
우도함수값	-1480.334	-251.086	-1310.846	-1362.398
AR(1)-GARCH(1, 1)				
β_0	0.00583 (0.809)	0.05438 (0.001)	0.00473 (0.877)	0.11148 (0.000)
β_1	0.09272 (0.000)	0.04304 (0.077)	-0.03707 (0.158)	0.12691 (0.000)
γ_0	0.09119 (0.000)	0.00269 (0.001)	0.05296 (0.000)	0.13612 (0.000)
γ_1	0.80546 (0.000)	0.96440 (0.000)	0.89242 (0.000)	0.79808 (0.000)
α	0.14702 (0.000)	0.03172 (0.000)	0.08286 (0.000)	0.14073 (0.000)
우도함수값	-1483.919	-262.734	-1340.975	-1381.944

주) * ()안의 수치는 계수의 유의수준을 나타냄.

패널 2 : IMF 이후기간(1998년~2004년)

구 분	KOSPI200지수	S&P500지수	NIKKEI225지수	Hang Seng지수
AR(1)-GJR(1, 1)				
β_0	0.05313 (0.307)	-0.00632 (0.801)	-0.02241 (0.518)	0.00230 (0.944)
β_1	0.05995 (0.022)	-0.01408 (0.594)	0.00930 (0.728)	0.06257 (0.021)
γ_0	0.03015 (0.007)	0.01897 (0.000)	0.09463 (0.000)	0.02665 (0.000)
γ_1	0.95040 (0.000)	0.93722 (0.000)	0.88869 (0.000)	0.93462 (0.000)
α	0.03131 (0.000)	-0.02415 (0.005)	0.03070 (0.008)	0.01375 (0.041)
α_D	0.02652 (0.006)	0.15192 (0.000)	0.08057 (0.000)	0.08646 (0.000)
우도합수값	-2337.469	-1089.638	-1518.910	-1600.932
AR(1)-EGARCH(1, 1)				
β_0	0.07872 (0.141)	-0.00312 (0.898)	-0.02564 (0.460)	-0.00084 (0.981)
β_1	0.04870 (0.063)	-0.00927 (0.721)	0.00593 (0.822)	0.06021 (0.027)
γ_0	-0.08262 (0.000)	-0.06492 (0.000)	-0.07621 (0.000)	-0.07745 (0.000)
γ_1	0.98194 (0.000)	0.97974 (0.000)	0.95793 (0.000)	0.98912 (0.000)
ω	-0.02595 (0.002)	-0.11829 (0.000)	-0.06415 (0.000)	-0.05471 (0.000)
λ	0.14690 (0.000)	0.08887 (0.000)	0.13933 (0.000)	0.11174 (0.000)
우도합수값	-2336.214	-1087.860	-1520.383	-1598.455
AR(1)-GARCH(1, 1)				
β_0	0.07523 (0.142)	0.04347 (0.090)	0.00521 (0.879)	0.04016 (0.214)
β_1	0.05805 (0.026)	-0.02201 (0.415)	0.00973 (0.721)	0.05939 (0.026)
γ_0	0.03469 (0.003)	0.01742 (0.009)	0.09521 (0.001)	0.02165 (0.011)
γ_1	0.94742 (0.000)	0.91315 (0.000)	0.88909 (0.000)	0.92678 (0.000)
α	0.04716 (0.000)	0.07722 (0.000)	0.06973 (0.000)	0.06647 (0.000)
우도합수값	-2340.247	-1133.262	-1526.707	-1622.986

주) * ()안의 수치는 계수의 유의수준을 나타냄.

시되어 있다.

<표 4>의 AR(1)-GJR(1, 1)모형에서 주가변동성의 시간변동을 나타내는 계수인 γ_1 과 α 는 두 개의 하위기간에서 모든 국가가 모두 유의한 양의 값을 가진다. 이는 AR(1)-GJR(1, 1)모형이 주가변동성의 시간변동을 추정할 수 있다는 점에서 주식수익률의 행태를 나타내는데 적절한 모형임을 의미한다. 그리고 주가변동성에 미치는 비대칭적 반응을 나타내는 계수, α_D 는 두 개의 하위기간에서 모든 국가가 1%의 유의수준에서 모두 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타났다. 특이한 점은 α_D 값이 한국, 일본, 홍콩 등 아시아 국가들은 IMF 이후기간에서 감소하는(특히 한국의 경우 대폭 감소함) 반면, 미국의 경우에는 대폭 증가함을 알 수 있다. 이는 아시아권의 경우 금융위기를 겪으면서 투자자들이 나쁜 뉴스에 대해 다소 둔감하게 된 결과인 것으로 해석할 수 있다.

그리고 <표 4>의 AR(1)-EGARCH(1, 1)모형에서 ω 는 두 개의 하위기간에서 모든 국가가 1% 유의수준에서 모두 유의한 음의 값을 가진다. 특히 한국과 홍콩의 경우 ω 값의 크기(절대값)가 IMF 이후기간에서 대폭 감소하고, 일본도 약간 감소했음을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 앞에서 설명한 바와 같이 아시아권의 금융위기에 기인한 것으로 해석할 수 있다.

<표 4>의 AR(1)-GARCH(1, 1)모형에서 계수 α 는 두 개의 하위기간에서 모든 국가가 1% 유의수준에서 유의한 양의 값을 가지고 있다. 이 값은 미국을 제외하고는 IMF 이후기간에서 감소함을 알 수 있다. 그리고 우리나라의 경우 α 와 γ_1 의 합계는 IMF 이전기간에서 0.95248이었으나 IMF 이후기간에서 0.99458로서 거의 1에 가까운 값으로 증가하였다. 이는 한국의 경우 IMF 이후 주가변동성의 지속성이 향상되었음을 의미한다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 한국을 포함한 4개국의 주식시장을 대상으로 주식시장에 도달하는 정보의 유형 즉, 정보가 나쁜 뉴스이나 또는 좋은 뉴스이나에 따라 주가 변동성에 미치는 영향이 어떠한지를 분석하였다. 주가의 변동성은 투자자의 투자위험을 의미하므로 이를 정확히 측정하는 것은 자산가격을 결정하는 데 중요하다. 본 연구에서는 주가변동의 비대칭성을 확인하기 위하여 AR(1)-GJR(1,1)모형을 사용하였으며, 아울러 이를 이용한 분석결과와 비교하고자 AR(1)-GARCH(1,1)모형 및 AR(1)-EGARCH(1,1)모형을 추가적으로 사용하였다.

실증분석결과에 의하면 전체기간(1991년~2004년)에서 4개국 모두 예상하지 못한 음(-)의 수익률이 예상하지 못한 양(+의 수익률보다 주가의 변동성을 더욱 증가시킨 것으로 나타났다. 그리고 그 반응 정도의 크기는 한국이 가장 낮게 나타나고 있다. 즉 주식수익률의 정보의 비대칭성은 4개국 모두 볼 수 있으며, 이중 한국에서의 정보의 비대칭성이 가장 약하다는 결과로 해석할 수 있다. 본 연구의 이러한 분석결과는 4개국 모두 주식시장에 나쁜 뉴스가 도달할 경우가 좋은 뉴스의 경우보다 주가변동성이 더욱 크게 반응한다는 것, 즉 주식시장에서 정보 유형에 따른 주가변동성의 비대칭적 반응이 존재한다는 것을 실증적으로 보여주는 것이다.

또한 두 개의 하위기간(IMF 전·후기간)에서도 주가변동성의 비대칭적 반응이 존재하는 것으로 나타났으며, 특이한 점은 주가변동성의 비대칭적 반응을 나타내는 계수값이 한국, 일본, 홍콩 등 아시아 국가들은 IMF 이후기간에서 감소하는(특히 한국의 경우 대폭 감소함) 반면, 미국의 경우에는 대폭 증가하였다. 이는 아시아권의 경우 금융위기를 겪으면서 투자자들이 나쁜 뉴스에 대해 다소 둔감하게 된 결과인 것으로 해석할 수 있다.

한편 본 연구의 한계로는 각 나라마다 동기간에 발생한 제반 경제적 사건 및 주식시장의 상황의 차이를 완전하게 통제하지 못하였기 때문에 연구결과의 안정성(robustness)에 다소 문제의 소지를 내포될 수 있다는 점을 들 수 있다.

참 고 문 헌

- 옥기울, “주가변동성의 비대칭적 반응에 관한 실증적 연구”, 증권학회지, 제21집, 1997, 295-324.
- 김명직 · 장국현, 제2판 금융시계열분석, 경문사, 2002.
- Akaike, H., “Canonical Correlation Analysis of Time Series and the Use of an Information Criterion,” In *System Identification : Advances and Case Studies*, R. Mehra and D. G. Laniotis, eds., Academic Press : New York and London, 1976.
- Bera, A. K. and C. M. Jarque, “An Efficient Large-Sample Test for Normality of Observations and Regression Residuals,” *Australian National University Working Paper in Econometrics*, 40, Canberra, 1981.
- Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall and J. A. Hausman, “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models,” *Annals of Economics and Social Measurement*, 1974, 653-665.
- Black, F., “Studies in Stock Price Volatility Changes,” *Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, 1976, 177-181.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, 1986, 307-327.
- Campbell, J. Y. and L. Hentschel, “No News is Good News : An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, 31, 1992, 281-318.
- Chan, K., K. C. Chan and G. A. Karolyi, “Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Markets,” *Review of Financial Studies*, 4, 1991, 657-684.
- Day, T. and C. M. Lewis, “Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options,” *Journal of Econometrics*, 52, 1992, 267-288.
- Engle, R. F. and V. K. Ng, “Measuring and Testing the Impact of News

- on Volatility," *Journal of Finance*, 48, 1993, 1749-1778.
- French, K., G. W. Schwert and R. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, 1987, 3-29.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan and D. E. Runkle, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48, 1993, 1779-1801.
- Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes, "Heteroskedasticity in Stock Return Data : Volume versus GARCH Effects," *Journal of Finance*, 45, 1990. 221-229.
- Nelson, D., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach," *Econometrica*, 59, 1991, 347-370.
- Pagan, A. and G. W. Schwert, "Alternative Models for Conditional Stock Volatility," *Journal of Econometrics*, 45, 1990. 267-290.
- Ross, S., "Information and Volatility : The Non-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy," *Journal of Finance*, 44, 1989, 1-17.
- Schwartz, G., "Estimation the Dimension of a Model," *Ann, Statist*, 6, 1978, 461-464.
- Schwert, G. W., "Stock Volatility and the Crash of 87," *Review of Financial Studies*, 3, 1990, 77-102.
- Schwert, G. W. and P. J. Seguin, "Heteroskedasticity in Stock Return," *Journal of Finance*, 45, 1990. 1129-1155.