

뉴스충격과 주식시장 변동성의 비대칭성*

모수원

목포대학교 무역학과 교수
(moswan@hanmail.net)

김창범

조선대학교 학생생활연구소 전임연구원
(cbkim-55@hanmail.net)

본고는 예상하지 못한 뉴스충격이 주식수익률의 변동성에 미치는 영향이 비대칭임을 밝히고 더불어 변동성을 가장 정확히 추정하고 예측할 수 있는 모형을 설정하고 선택하는 데 목적을 둔다. 이를 위해 4가지 GARCH모형, EGARCH모형, AGARCH모형, GJR모형에 대해 부호편의검정과 규모편의검정을 실시하여 모형의 설정오류를 조사한 후, GARCH모형은 비대칭효과를 보이는 AGARCH모형과 GJR모형에 비해 나쁜 뉴스에 대해서는 과소평가를, 좋은 뉴스에 대해서는 과대평가를 하는 경향이 있음을 보인다. 그러나 EGARCH모형은 조건부 분산을 GARCH모형에 비해 좋은 뉴스뿐만 아니라 나쁜 뉴스에 대해서도 낮게 평가함으로써 주가수익률의 조건부 분산을 설명하는 데 적합하지 않으며, 예측력 비교를 통해 GJR모형이 변동성을 파악하는 데 적합한 모형임을 밝힌다.

1. 서 론

금융시장에서 자산가격의 변동성이 시간의 경과와 더불어 어떻게 변화할 것인가를 정확히 예측하는 것은 자산선택과 관리 그리고 의사결정과정에 있어서 중요한 비중을 차지한다. 일반적으로 자산수익의 변동성을 어느 정도 예측할 수 있다는 데에 많은 문헌들이 견해의 일치를 보고 있으며, Merton(1980), French, Schwert, and Stambaugh(1987), Chou(1988) 등은 시장의 기대수익과 주가변동성의 관계를 밝힌 바 있다.

그러나 변동성을 도출하는 방법에 있어서는 견해를 달리하고 있다(Bollerslev, Chou and Kroner, 1992). 변동성을 예측하는 데 있어서 가장 중요한 것은 변동성을 정확히 추정할 수 있는 모형의 설정과 선택이다. 그것은 모형을 잘못 선택하거나 설정

하여 추정할 경우 추정결과의 오류가 발생하거나 중요한 정보를 찾아내지 못할 가능성이 있기 때문이다. 변동성을 파악하는 데 흔히 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 모형이 이용되었으나 최근 GARCH모형 외에 다양한 모형이 제시되고 있다. 특히 Black(1976), Christie(1982), Nelson(1991), Pagan and Schwert(1990), Campbell and Hentschel(1992), Engle and Ng(1993) 등은 비대칭적 효과(asymmetric effect) 또는 레버리지효과(leverage effect)를 갖는 모형을 이용하여 주식수익에 대한 음(-)의 충격이 동일 크기의 양(+)의 충격보다 더 큰 변동성을 야기함으로써 좋은 뉴스(good news)와 나쁜 뉴스(bad news)가 변동성에 상이한 영향을 미친다는 점을 밝히고 있다.

국내에서도 주가변동성에 대해 많은 연구가 이루어지고 있다. 구본일·엄영호·최완수(2002)는 1990

년부터 2000년 6월까지 일별 종합주가지수 수익률의 변동성에 대해 비대칭 모형들을 추정하여 Quadratic-Spline-Garch모형이 비대칭성을 가장 효율적이고 유연하게 포착함을 밝힌 바 있다. 옥기울(1997)은 GJR GARCH모형을 이용하여 한국을 포함한 8개국의 주가수익률을 분석하여 모든 나라에서 주가지수 수익률 변동성의 비대칭성이 관찰됨을 보였다. 정재엽(2001)은 주식수익률의 변동성이 계절성을 갖는가와 계절적 변동성이 기업규모에 따라 차이가 있는가를 분석하였다. 그는 1982년 1월 1일부터 1999년 12월 31일까지의 KOSPI, 대, 중, 소형주지수를 대상으로 EGARCH(1,1)-M모형과 AR(1)-EGARCH(1,1)-M모형을 이용하여 추정된 조건부 이분산은 분석기간별로 약간의 차이가 있지만 기업규모별로는 일관성 있는 유의한 차이를 보이는 데 실패하였다. 조담(1994)은 주식수익률의 조건부 이분산에 대한 통계적 검증을 시도하여 역사적 표준편차가 정월효과를 가지고 있으며, 우리나라 주식의 초과수익률을 GARCH(1,1)모형을 이용하여 설명하였다. 공재식(1997)은 한국 주식시장에 상장된 30개 기업을 대상으로 EGARCH모형을 검증한 결과 변동성의 비대칭성을 의미하는 계수의 추정치들이 양과 음이 혼재된 값을 가질 뿐만 아니라 대부분 비유의적이어서 기업 단위에서는 체계적인 비대칭성이 존재하지 않는다고 결론짓고 있다. 고훈찬(1997) 역시 Gallant, Rossi, and Tauchen(1993)의 모형을 한국의 주가지수에 검증한 결과 미국의 경우와는 달리 변동성의 비대칭성이 거의 관찰되지 않음을 보이고 있다.

본고는 1992년 1월 3일부터 2001년 12월 28일까지 종합주가지수(KOSPI) 일별 증가수익률의 변동성이 비대칭적인가와 이러한 변동성을 파악하

는 데 가장 적합한 변동성 모형을 식별하는 데 목적을 둔다. 적합한 변동성 모형을 식별하는 기준은 기존의 연구와 달리 변동성 모형의 예측력 또는 예측오류를 기준으로 한다. 본고는 다음과 같이 전개된다. 제II장에서 비대칭모형과 뉴스충격곡선을 제시하고 제III장에서 단위근검정을 통해 변수의 안정성을 확보한 후 제IV장에서는 제II장에서 도입한 모형들을 이용하여 뉴스가 주식수익률의 변동성에 미치는 효과를 추정한다. 그리고 제V장에서 결론을 내린다.

II. 비대칭모형과 주가수익률의 변동성

ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)모형과 GARCH(Generalized ARCH)모형은 조건부 분산구조에 대칭성(symmetry)을 부과함으로써 시장이 정보에 대칭적으로 반응한다는 것을 암묵적으로 전제하고 있기 때문에 변동성을 모형화하고 예측하는 데 있어서 적절하지 못할 뿐만 아니라 자료의 중요한 특징을 찾아내지 못한다는 단점을 가지고 있다(Black, 1976; French, Schwert and Stambaugh, 1987; Nelson, 1990; Schwert, 1990). 실제로 시장은 좋은 뉴스(goods news)보다 나쁜 뉴스(bad news)에 대해 더 큰 변동성을 보일 가능성이 크기 때문에 이러한 특징을 밝힐 수 있는 모형이 필요하게 된다. 이러한 문제점을 해결하기 위하여 Nelson(1991)은 식 (1)과 같은 EGARCH(exponential GARCH)모형을, Glosten, Jaganathan and Runkle(1993)과 Hendry(1998)는 식 (2)와 같은 GJR모형을, Engle and Ng(1993)는 식 (3)과 같은 AGARCH

(Asymmetric GARCH)모형 또는 GQARCH (Generalized Quadratic ARCH)모형을 제시하고 있다.

$$\log(h_t) = \omega + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/\pi} \right] \quad (1)$$

$$+ \beta \log(h_{t-1}) + \delta \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$$

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

$$h_t = \omega + \alpha(\varepsilon_{t-1} + \delta)^2 + \beta h_{t-1} \quad (3)$$

EGARCH모형은 GARCH모형에 비해 다음과 같은 두 가지 장점을 가지고 있다(Henry 1998). 첫째, 식 (1)식을 로그로 구성함으로써 ARCH모형과 GARCH모형에서와 같이 영보다 크다는 제약 조건이 필요하지 않다. 둘째, 일반적으로 식 (1)에서 δ 가 음(-)의 부호를 갖기 때문에 나쁜 뉴스의 경우($\varepsilon_{t-1} < 0$) 좋은 뉴스($\varepsilon_{t-1} > 0$)보다 더 큰 변

동성을 갖게 된다. 즉 EGARCH모형의 경우 $\delta < 0$ 이면 뉴스에 대해 변동성이 비대칭이 된다. 또한 식 (2)와 같은 GJR모형에서 S_{t-1}^- 는 모의변수(dummy variable)로서 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 이면 1을, 그렇지 않으면 0을 갖기 때문에 나쁜 뉴스($\varepsilon_{t-1} < 0$)의 경우 $\delta > 0$ 이면 더 큰 변동성을 보이게 된다. 이 경우 좋은 뉴스의 효과는 α , 나쁜 뉴스의 효과는 $\alpha + \delta$ 가 된다(Berg and Lyhagen, 1998). 식 (3)의 AGARCH 모형의 경우 δ 추정치가 일반적으로 (-)이기 때문에 충격의 크기가 동일하여도 양의 충격과 음의 충격에 비대칭적으로 반응을 하게 된다.

또한 Engle and Ng(1993)은 뉴스충격곡선(news impact curve)을 이용하여 새로운 정보가 변동성 추정에 어떻게 결합되는가를 보여주고 있다. 뉴스충격곡선은 $t-1$ 기 이전의 정보는 일정하게 유지하고서 과거의 뉴스와 현재의 변동성을 연결시키기 때문에 ε_{t-1} 과 h_t 의 관계를 볼 수 있다.

〈표 1〉 뉴스충격곡선

모 형	뉴스충격곡선
GARCH(1, 1)	$h_t = A + \alpha \varepsilon_{t-1}^2$ 여기서 $A \equiv \omega + \beta \sigma^2$
EGARCH(1, 1)	$\varepsilon_{t-1} > 0$ 인 경우 $h_t = A \cdot \exp\left[\frac{(\delta + \alpha)}{\sigma} \cdot \varepsilon_{t-1}\right]$ $\varepsilon_{t-1} < 0$ 인 경우 $h_t = A \cdot \exp\left[\frac{(\delta - \alpha)}{\sigma} \cdot \varepsilon_{t-1}\right]$ 여기서 $A \equiv \sigma^2 \beta \cdot \exp\left[\omega - \alpha \sqrt{\frac{2}{\pi}}\right]$
AGARCH(1, 1)	$h_t = A + \alpha(\varepsilon_{t-1} + \delta)^2$ 여기서 $A \equiv \omega + \beta \sigma^2$
GJR	$\varepsilon_{t-1} > 0$ 인 경우 $h_t = A + \alpha \varepsilon_{t-1}^2$ $\varepsilon_{t-1} < 0$ 인 경우 $h_t = A + (\alpha + \delta) \varepsilon_{t-1}^2$ 여기서 $A \equiv \omega + \beta \sigma^2$

GARCH모형에서 뉴스충격곡선은 $\epsilon_{t-1}=0$ 을 중심으로 하는 2차함수이다. AGARCH모형에서 뉴스충격곡선은 $\epsilon_{t-1}=-\delta$ 을 중심으로 비대칭이며, $\delta < 0$ 일 경우 원점의 우측에 위치한다.

EGARCH모형과 GJR모형은 $\epsilon_{t-1}=0$ 에서 중심을 이루나, EGARCH모형은 $\delta < 0$ 일 경우 $\epsilon_{t-1} < 0$ 에서 더 큰 기울기를 갖는 데 비해 GJR모형에서는 양인 부분과 음인 부분의 기울기가 다르다. 위의 <표 1>은 뉴스충격곡선 도출절차를 보여주고 있다.

III. 단위근검정과 뉴스도출

분석을 시작하기 이전에 먼저 변수가 정상적인가를 살펴보아야 한다. 만약 정상적이지 못할 경우 분석결과가 허구적일 가능성이 크기 때문이다. 이것은 시계열에 대한 단위근검정을 통해 이용하는 변수가 $I(0)$ 이 아님으로써 시계열자료가 1차차분으로 정상적인가를 밝히는 것이다. 단위근검정의 단순 DF(Dickey-Fuller)검정법은 오차항이 백색오차인 경우에 한하여 유효하기 때문에, 계열상관뿐만 아니라 이분산을 조정하기 위하여 DF검정법의 t 통계량을 조정한 $Z(t)$ 통계량을 이용하는 Phillips-Perron 검정법(이하 PP검정)을 이용할 수 있다. PP검정은 DF검정을 변형한 것으로서 잔차의 시계열상관 혹은 이분산성의 비모수수정에 근거하고 있으며 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Z_t = (s_u/s_{TL})t\hat{\beta} - (s_{TL}^2 - s_u^2) \left[T^{-1}s_{TL} \left(\sum_{i=1}^T X_{t-1}^2 \right)^{1/2} \right]^{-1} \quad (4)$$

여기서 $t\hat{\beta}$ 는 단순 DF검정의 t 통계량을, s_u^2 는 추정잔차의 표본분산을, s_{TL}^2 은 다음과 같이 주어지는 일치된 분산추정량을 나타낸다.

$$s_u^2 = T^{-1} \sum_{i=1}^T u_i^2, \\ s_{TL}^2 = T^{-1} \sum_{i=1}^T u_i^2 + 2T^{-1} \sum_{i=1}^T w_{kL} \sum_{k=1}^L u_i u_{i-k} \quad (5)$$

여기서 L 은 시차단절수를 나타내며, $w_{kL} = 1 - k/(L+1)$ 로서 가중치를 의미한다(Newey and West, 1987). 또한 PP검정은 결합가설의 검증을 위해 수정된 F 통계량인 $Z(\phi_1)$, $Z(\phi_2)$, $Z(\phi_3)$ 을 이용하고 있다.

$$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (6)$$

식 (6)에서 $Z(\phi_1)$ 은 결합가설 $(\alpha, \rho) = (0, 1)$ 에 대한 검정통계량을, $Z(\phi_2)$ 는 결합가설 $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$ 에 대한 검정통계량을, $Z(\phi_3)$ 는 결합가설 $(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$ 에 대한 검정통계량을 의미한다. 그러나 Schwert(1987)에 따르면 PP검정은 시계열이 비정상적이라는 귀무가설을 기각하는 경향을 강하게 갖고 있기 때문에, 교차검정을 위하여 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 통계량을 구할 것을 권하고 있다. 통상최소자승을 이용하여 추정하는 ADF검정법은 식 (7)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta X_t = c_0 + b_0(\text{time}) + b_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad (7)$$

여기서 Δ 는 차분연산자로서 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$

〈표 2〉 단위근검정

ADF검정			PP검정					
$\hat{\alpha}$	ta^*	$\hat{t}\alpha$	$Z(\hat{\alpha})$	$Z(ta^*)$	$Z(\hat{t}\alpha)$	$Z(\phi_1)$	$Z(\phi_2)$	$Z(\phi_3)$
-24.37** (4)	-24.37** (4)	-24.38** (4)	-20.47**	-20.50**	-6.528**	157.6**	138.3**	157.5**

- 주: 1) $Z(\hat{\alpha})$, $Z(ta^*)$, $Z(\hat{t}\alpha)$ 는 절단시차 4를 갖는 PP검정 통계량을 의미함.
 2) $\hat{\alpha}[=Z(\hat{\alpha})]$, $ta^*[=Z(ta^*)]$, $\hat{t}\alpha[=Z(\hat{t}\alpha)]$ 에 대한 임계치는 1% 유의수준에서 각각 -2.58, -3.43, -3.96임 (Fuller, 1976, p.373).
 3) $Z(\phi_1)$, $Z(\phi_2)$, $Z(\phi_3)$ 의 임계치는 1% 유의수준에서 6.43, 6.09, 8.17임(Dickey and Fuller, 1981, p.1063).
 4) “**”는 1% 유의수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설이 기각됨.

를, *time*은 추세변수를 나타내며, p 는 ϵ_t 가 실증적으로 백색오차(white noise)이도록 선택한다. 귀무가설은 X_t 가 $I(1)$ 이라는 것이며 t 통계량을 이용하여 계수 b_1 이 통계적으로 유의하게 0보다 작을 경우 기각된다. $\hat{\alpha}$ 통계량은 식 (7)에서 상수항과 추세변수항이 없는 b_1 의 t 통계량을, ta^* 통계량은 추세변수항만 없는 b_1 의 t 통계량을, 그리고 $\hat{t}\alpha$ 통계량은 상수항과 추세변수를 포함한 경우의 b_1 의 t 통계량을 나타낸다.

〈표 2〉는 주식수익률에 대한 단위근 검정결과를 보여주고 있다. ADF 검정의 경우 검정통계량을 구하기 위한 시차수는 계열상관을 제거하기에 충분하여야 하므로, 선택된 시차수에 대해 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 모형을 체크한다. 이와 같은 방법으로 선택된 시차길이는 각 통계량 옆의 괄호 안에 표시한다.

IV. 비대칭모형의 추정과 뉴스충격곡선

이제 앞에서 밝힌 바와 같이 뉴스충격곡선을 통

해 적합한 변동성 모형을 선택하기로 한다. 일반적인 GARCH모형은 조건부분산이 뉴스충격에 $\epsilon_{t-1} = 0$ 을 중심으로 대칭이기 때문에 동일규모의 예상하지 못한 좋은 뉴스충격과 나쁜 뉴스충격은 동일규모의 변동성을 야기한다. 또한 충격이 커지면 커진 충격규모의 제곱에 비례하는 비율로 더 큰 변동성을 예상할 수 있다. 따라서 음의 충격이 양의 충격보다 더 큰 변동성을 야기할 경우 GARCH모형은 나쁜 뉴스에 따르는 변동성의 크기는 과소예측(underpredict)하는 반면에 좋은 뉴스에 따르는 변동성의 크기는 과대예측(overpredict)하는 경향을 갖게 된다. 더욱이 큰 충격이 이차함수가 허용하는 것보다 더 큰 변동성을 야기할 경우 표준 GARCH모형은 큰 쇼크에 따르는 변동성을 과소예측하고 작은 충격에 따르는 변동성의 크기를 과대예측한다.

이러한 사실은 변동성모형에 대해 부호편의검정(sign bias test), 음의 규모편의검정(negative size bias test), 양의 규모편의검정(positive size bias test)과 같은 새로운 진단검정을 필요로 한다. 이러한 검정은 추정변동성모형에는 포함되지 않으나 과거에 관측된 변수를 이용하여 표준화된 잔차의

제곱(squared normalized residual)을 예측할 수 있는가를 검정하는 것이다. 이러한 변수가 표준화된 잔차의 제곱을 예측할 수 있으면 추정된 분산 모형은 잘못 정의된 것이 된다. 간략히 말하면 $z_t^2 = \varepsilon_t^2/h_t$ 이 *i.i.d.*(independently and identically distributed)인가를 검정하는 것이다.

부호편의검정은 표준화된 잔차의 제곱 z_t^2 을 상수와 더미변수 S_{t-1}^- 에 대해 회귀분석한 다음 S_{t-1}^- 의 계수에 대한 *t*통계량으로 검정하는 방법이다. 이 경우 S_{t-1}^- 는 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 일 때 1을, $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 일 때 0을 갖는 더미변수이다. 이 더미변수가 유의하면 양의 충격과 음의 충격은 모형의 예측과 다르게 미래변동성에 영향을 미치게 된다. 음의 규모편의 검정은 표준화된 잔차의 제곱 z_t^2 을 상수와 더미변수 $S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}$ 에 대해 회귀분석한 다음 $S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}$ 의 계수에 대한 *t*통계량으로 검정하는 방법이다. 이 경우 S_{t-1}^- 는 ε_{t-1} 일 때 1을 일 때 0을 갖는 더미변수이다. 이 검정은 음의 충격의 크기가 변동성모형이 예측하지 못한 변동성에 어떠한 영향을 미치는가를 검정한다. 양의 규모편의검정은 표준화된 잔차의 제곱 z_t^2 을 상수와 더미변수 $S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1}$ 에 대해 회귀분석한 다음 $S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1}$ 의 계수에 대한 *t*통계량으로 검정하는 방법이다. 여기서 S_{t-1}^+ 은 $1 - S_{t-1}^-$ 인 더미변수로서 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 일 때 1을, 그 나머지는 0을 갖는다. 이 검정은 양의 충격의 크기가 변동성모형이 설명하지 못한 변동성에 어떠한 영향을 미치는가를 검정한다. 또한 Engle and Ng (1993)은 부호편의와 규모편의를 결합하여 검정하기 위하여 LM검정을 제시하고 있다. 추정된 세계의 계수가 모두 0이고 잔차가 백색오차이면 변동성 모형이 적합하다는 것을 나타내며 이 때 LM통계량은 $T \times R^2$ 이며 자유도가 3인 χ^2 분포를 따

른다. 이것은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$z_t^2 = a + b \cdot S_{t-1}^- + e_t, \quad (8a)$$

$$z_t^2 = a + b \cdot S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + e_t, \quad (8b)$$

$$z_t^2 = a + b \cdot S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1} + e_t, \quad (8c)$$

$$z_t^2 = a + b_1 \cdot S_{t-1}^- + b_2 \cdot S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + b_3 \cdot S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1} + e_t, \quad (9)$$

여기서 부호편의 검정통계량, 음의 규모편의 검정통계량, 양의 규모편의 검정통계량은 각각 식 (8a), (8b), (8c)에서 계수 *b*의 *t*통계량으로 정의된다. 또한 부호편의와 규모편의의 결합검정은 식 (9)에서 $b_1 = b_2 = b_3 = 0$ 이며 e_t 가 *i.i.d.*이라는 것이다.

제Ⅲ장의 단위근검정에서 주식수익률이 정상적인 것으로 나타남에 따라 예측불가능한 주식수익률을 도출한다. 이를 위해서 먼저 예측가능한 요일효과를 제거하는 것이 필요하다. 그것은 예측불가능한 부분을 도출하는 데 있어서 예측가능한 부분을 제거하는 것이 보다 합리적이기 때문이다. 따라서 식 (10)과 같은 절차를 통해 요일효과를 제거한 주가 수익률 u_t 를 식 (11)과 같은 평균방정식으로 작성한 후 4가지 변동성 모형의 분산방정식과 결합하여 추정한다.

$$y_t = -0.1451 + 0.1225 TUE_t + 0.1639 WED_t + 0.2451 THU_t + 0.2217 FRI_t + 0.1765 SAT_t + u_t, \quad (10)$$

(-1.63) (0.97) (1.30)
 (1.96) (1.77) (1.41)

$$u_t = -0.0012 + 0.1129 \cdot u_{t-1} - 0.0552 \cdot u_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

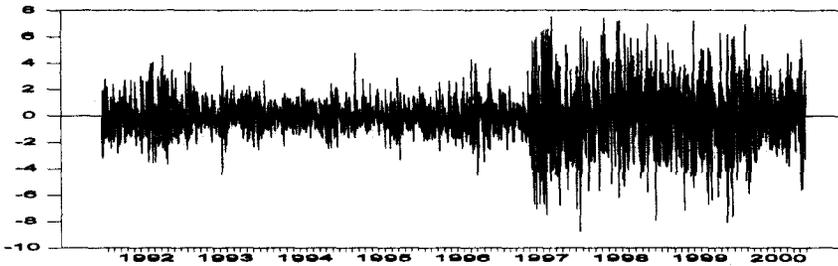
(-0.03) (5.96) (-2.92)

식 (10)을 통해 수익률은 5%에서 목요일효과와 10%에서 금요일효과가 있다는 것을 알 수 있다. <그림 1>은 변동성이 GARCH과정과 관련된 군집 현상(clustering phenomenon)을 보여 큰 쇼크가 발생하면 연속적으로 큰 쇼크가 뒤따르고 있음을 보여주고 있다. 이와 같은 변동성의 군집현상은 시계열 ε_t 의 절대치인 <그림 2>를 통해 보다 더

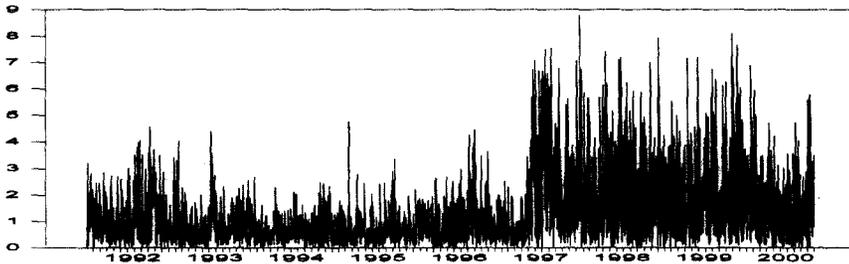
명확히 알 수 있다.

또한 종합주가지수 로그수익률의 예측불가능 부분의 분포를 보여주는 <그림 3>은 정규분포와 비슷한 형태를 보이고 있으나 첨도, 왜도, Jarque-Bera통계량은 정규분포의 가설을 기각하고 있다. 이와 동시에 예측불가능한 종합주가지수 수익률에는 자기상관이 존재하며, 음의 규모편의와 양의 규

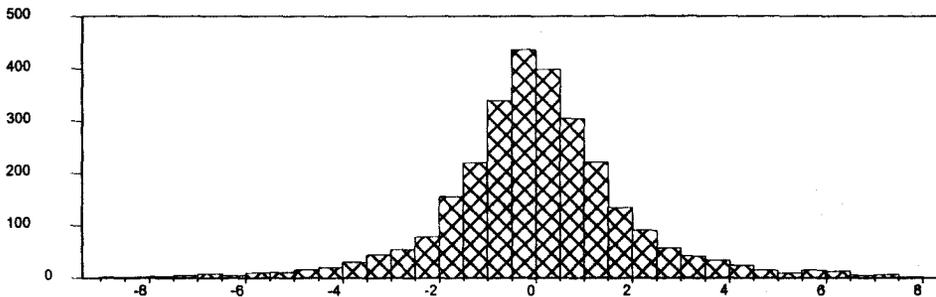
<그림 1> ε_t 의 시계열



<그림 2> $|\varepsilon_t|$ 의 시계열



<그림 3> 예측불가능 수익률의 기술통계량



〈표 3〉 예측불가능 주기수익률의 기술통계량

표본수	2789	부호편의	-0.0827(-1.0617)
Sk	0.0114(0.8053)	음의 규모편의	-0.1675(-4.9656)
Ku	2.4406(0.0000)	양의 규모편의	0.1897(5.7105)
JB	692.28(0.0000)	결합검정	29.344(0.0000)
Q(24)	48.132(0.0024)	Q ² (24)	2358.6(0.0000)

주) Sk(왜도)와 Ku(첨도)는 Sk=0, Ku=0에 대한 통계량이며, JB는 Jarque-Bera 통계량을, Q는 Ljung-Box통계량을 나타낸다. 그리고 편의검정은 t통계량이며 결합검정은 T×R²이며, 괄호 안은 유의수준을 의미한다.

모편의가 5%에서 유의함으로써 ε_{t-1}이 현재의 변동성에 영향을 미침으로서 큰 규모의 음의 수익률 충격과 양의 수익률충격은 작은 규모의 충격보다 더 큰 변동성을 야기하고 있다.

〈표 4〉는 GARCH모형과 더불어 레버리지(leverage)효과와 규모효과를 파악할 수 있는 EGARCH모형, GJR모형, AGARCH모형에 의한 추정결과를 보여주고 있다. EGARCH모형에서 ε_{t-1}/√h_{t-1}항

〈표 4〉 변동성 모형의 추정

GARCH모형

$$h_t = 0.0158 + 0.0796 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + 0.9177 \cdot h_{t-1}$$

(2.02) (4.58) (53.4)

log L = -2649

EGARCH모형

$$\log(h_t) = 0.0085 + 0.1677 \cdot \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + 0.9946 \cdot \log(h_{t-1}) - 0.0324 \cdot \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$$

(1.86) (4.20) (257.8) (-3.04)

log L = -2657

AGARCH모형

$$h_t = 0.0051 + 0.9228 \cdot h_{t-1} + 0.0747 \cdot (\varepsilon_{t-1} - 0.3538)^2$$

(0.75) (53.1) (4.42) (-4.32)

log L = -2649

GJR모형

$$h_t = 0.0137 + 0.9229 \cdot h_{t-1} + 0.0510 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + 0.0498 \cdot S_{t-1}^{-1} \varepsilon_{t-1}^2$$

(2.24) (53.2) (3.77) (4.08)

log L = -2629

주) 괄호 안의 숫자는 계수의 t통계량을 나타냄.

〈표 5〉 진단검정

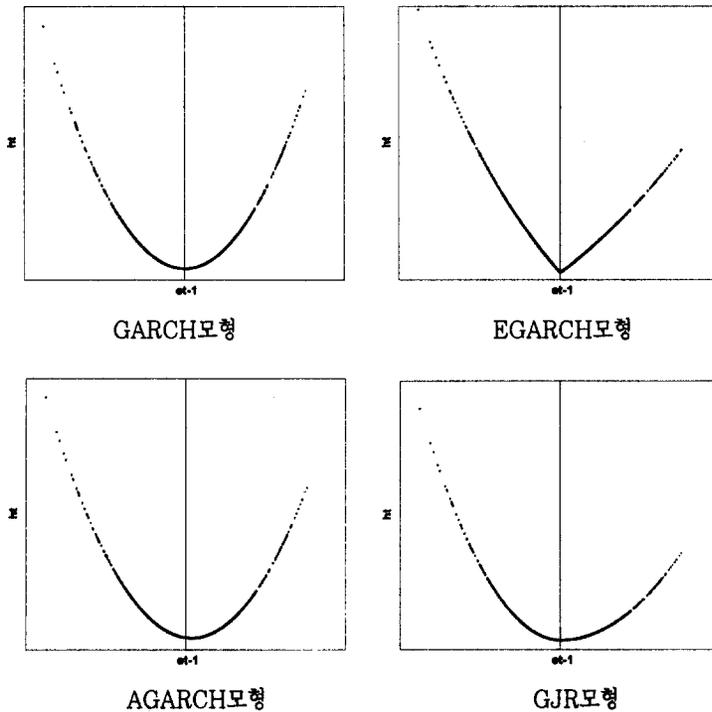
	GARCH모형	EGARCH모형	AGARCH모형	GJR모형
부호편의	0.0446 (0.7380)	0.0055 (0.0909)	-0.0195 (-0.3276)	-0.0054 (-0.0906)
음의 규모편의	0.0209 (0.7972)	0.0450 (1.7027)	0.0397 (1.5270)	0.0455 (1.7391)
양의 규모편의	-0.0353 (-1.3600)	-0.0179 (-0.6933)	-0.0159 (-0.6258)	-0.0145 (-0.5667)
결합검정	1.3516 (0.7169)	1.7375 (0.6286)	1.2682 (0.7366)	1.6097 (0.6571)

주) 편의검정은 t 통계량이며 결합검정은 $T \times R^2$ 임. 괄호 안은 유의수준임.

의 계수와 AGARCH모형의 δ 계수가 (-)부호로서 5%에서 유의하고 GJR모형에서도 $S_{i-1}^{-1}\epsilon_{i-1}^2$ 의 계수가 (+)로서 유의함으로써 음의 충격이 양의 충

격보다 더 큰 변동성을 유발한다는 것을 알 수 있다. 또한 추정모형의 편의검정결과인 〈표 5〉에서 EGARCH모형, AGARCH모형, GJR모형 모두부

〈그림 4〉 뉴스충격곡선



호편의검정의 경우 5%수준에서 더미변수가 유의하지 않기 때문에 양의 충격과 음의 충격이 모형의 예측과 다르게 미래변동성에 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다. 음의 규모편의검정과 양의 규모편의검정은 양과 음의 충격의 크기가 변동성모형이 예측하지 못한 변동성에 어떠한 영향도 미치지 않고 있다. 이와 같은 결과는 부호편의와 규모편의를 결합하여 검정한 결합검정을 통해 모형의 설정에 오류가 없기 때문에 뉴스가 변동성에 미치는 효과를 정확히 포착할 수 있음을 보여주고 있다.

이제 뉴스가 주식수익률의 변동성에 미치는 효과를 보다 면밀히 분석하기 위해 뉴스충격곡선을 추정하여 모형간 비교를 실시한다.

〈표 6〉에서 GARCH모형은 나쁜 뉴스와 좋은 뉴스에 대해 분산을 동일하게 평가하나, EGARCH모형, GARCH모형, GJR모형에서는 나쁜 뉴스와

좋은 뉴스가 비대칭임을 보여주고 있다. 또한 나쁜 뉴스($\epsilon_{t-1} = -10$)에서 AGARCH모형과 GJR모형의 경우 분산이 각각 11.314, 13.395 인데 비해 GARCH모형의 경우 11.258이기 때문에 나쁜 뉴스의 경우 GARCH모형의 분산이 AGARCH모형과 GJR모형의 분산보다 작다. 이에 비해 좋은 뉴스($\epsilon_{t-1} = 10$)일 경우, AGARCH모형, GJR모형, EGARCH모형의 분산이 10.257, 8.4152, 6.4095인데 비해 GARCH모형의 분산은 11.258 임으로써 GARCH모형의 분산이 더 크다. 이러한 결과를 통해 GARCH모형이 비대칭모형에 비해 나쁜 뉴스를 과소평가하고 좋은 뉴스를 과대평가하고 있음을 알 수 있다. 그러나 EGARCH모형의 경우 GARCH모형에 비해 좋은 뉴스뿐만 아니라 나쁜 뉴스에 대해서도 조건부 분산이 작음으로써 EGARCH모형을 이용하여 뉴스의 비대칭적 효과를 추정하는

〈표 6〉 뉴스충격곡선의 추정

ϵ_{t-1}	GARCH	EGARCH	AGARCH	GJR
-10.0	11.258	9.0284	11.314	13.395
-7.0	7.1991	6.5732	7.3459	8.2544
-5.0	5.2877	5.3196	5.4474	5.8352
-2.5	3.7962	4.0833	3.9146	3.9452
-2.0	3.6171	3.8729	3.7201	3.7184
-1.0	3.3783	3.4841	3.4432	3.4160
-0.5	3.3186	3.3046	3.3607	3.3404
0.0	3.2987	3.1344	3.3156	3.3152
0.5	3.3186	3.2485	3.3079	3.3279
1.0	3.3783	3.3668	3.3374	3.3662
2.0	3.6171	3.6165	3.5087	3.5192
2.5	3.7962	3.7481	3.6503	3.6339
5.0	5.2877	4.4821	4.9188	4.5902
7.0	7.1991	5.1715	6.6059	5.8142
10.0	11.258	6.4095	10.257	8.4152

데는 문제가 있다. 따라서 AGARCH모형과 GJR 모형이 주식수익률의 조건부 분산을 설명하는 데 적합함을 보여주고 있다.

이제 주식수익률의 변동성을 설명하는데 가장 적합한 모형을 결정하기 위하여 변동성 모형들의 예측력을 비교한다. 예측을 위한 추정기간은 1999년까지이며, 예측기간은 2000년부터이다. 이를 위해 먼저 실제 변동성(true volatility)을 식 (12)와 같이 구한다(Day and Lewis, 1992; Pagan and Schwert, 1990; Wei, 2002).

$$w_t = (y_t - \bar{y})^2 \quad (12)$$

여기서 \bar{y} 는 추정기간에 대한 주가수익률의 평균이다. 예측오류는 다음과 같이 구할 수 있다.

$$u_{t+1} = w_{t+1} - \hat{h}_{t+1} \quad (13)$$

여기서 \hat{h}_{t+1} 은 추정기간에 대해 식 (1)~(3)에서 구한 α , β , δ , ω 의 추정치를 이용하여 도출한 예측치이다. 예측실적(forecasting performance)의 정확도는 RMSE(root mean squared error), MAE(mean absolute error), ME(mean error) 3가지 통계량으로 판단한다. 모형예측능력을 비교하는 데 있어서 Meese and Rogoff(1983)에서와 같이 RMSE를 주요 기준으로 한다. 그것은 RMSE

가 상대적으로 큰 예측오류를 밝히는 데 좋은 척도가 되기 때문이다. 또한 ME는 모형의 체계적 편향(systematic bias) 즉 과소예측(underprediction)과 과대예측(overprediction)을 보이는 데 유용하기 때문에 도입한다. 그러나 ME는 평방근 부호가 없어 계산상 편리한 점은 있으나 정(+의 오차들과 부(-)의 오차들이 서로 상쇄됨으로써 실제의 적합도를 제대로 반영할 수 없다는 단점을 가지고 있기 때문에 MAE도 도입한다.

$$RMSE = \sqrt{\left(\frac{1}{k} \sum_{t=T+1}^{T+k} (h_t - w_t)^2\right)} \quad (14)$$

$$MAE = \frac{1}{k} \sum_{t=T+1}^{T+k} |h_t - w_t| \quad (15)$$

$$ME = \frac{1}{k} \sum_{t=T+1}^{T+k} (h_t - w_t) \quad (16)$$

여기서 k 는 예측기간의 예측수이다.

<표 7>은 변동성 모형들의 예측실적을 보여주고 있다. 표에서 대칭적 변동성 모형인 GARCH모형이 3가지 통계량에서 가장 높은 예측오류를 보여 변동성을 예측하는 데 적합하지 않는 것으로 나타나고 있다. 비대칭 변동성모형은 GARCH모형에 비해 모두 높은 예측력을 보여주고 있으나 GJR모형이 가장 낮은 예측오류를 보임에 따라 변동성을 추정하고 예측하는 데 있어서 GJR모형이 가장 우수함을 알 수 있다. 또한 3가지 변동성 모형 모두 ME와 MAE 비교를 통해 예측에 있어서 체계적

<표 7> 사후적 예측실적

	GARCH	AGARCH	EGARCH	GJR
RMSE	3.5700	3.3741	3.4197	3.2830
MAE	1.2841	1.2642	1.2684	1.2379
ME	0.2533	0.2266	0.2384	0.1829

편의를 갖지 않는 것으로 나타나고 있다.

V. 결 론

경제변수의 변동성을 보다 더 정확히 예측하기 위하여 대칭적인 GARCH모형에서 탈피하여 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스가 변동성에 상이한 영향을 미친다는 비대칭 혹은 레버리지 모형에 대해 많은 연구가 이루어지고 있다. 이에 본고는 예상하지 못한 뉴스충격이 주식수익률의 변동성에 미치는 영향을 밝히는 데 가장 적합한 모형을 선정하는 데 목적을 두었다.

먼저 ADF검정과 GPH검정의 단위근검정을 통해 차분변수가 안정적임을 밝힌 후, 예측불가능부분인 뉴스를 도출하기 위하여 주식수익률을 요일효과로 조정하여 잔차를 구한 후 다시 잔차의 시차에 대해 자기회귀하였다. 이러한 절차를 통해 도출된 뉴스가 주식수익률의 변동성에 미치는 효과를 분석하기 위하여 뉴스충격곡선을 추정하여 모형간 비교를 실시하였다.

그 결과 GARCH모형은 좋은 뉴스에 대해서는 과대평가를, 나쁜 뉴스에 대해서는 과소평가를 하는 경향이 있었다. 비대칭모형에서 EGARCH모형의 조건부분산이 좋은 뉴스뿐만 아니라 나쁜 뉴스에 대해서도 작음으로써 EGARCH모형을 이용하여 비대칭적 효과를 추정하는 데는 문제가 있음을 알 수 있었다. 따라서 AGARCH모형과 GJR모형이 주식수익률의 조건부 분산을 설명하는 데 적합하나 예측력비교를 통해 GJR모형을 통한 추정과 예측이 보다 더 합리적임을 밝힐 수 있었다.

참 고 문 헌

- 고봉찬(1997), "주가와 거래량: 반비모수적 접근방법," *재무연구*, 제13호, 1-35.
- 공재식(1997), "한국주식시장에서의 거래량의 정보효과에 관한 연구," *재무연구*, 제13호, 37-68.
- 구본일 · 엄영호 · 최완수(2002), "비대칭 변동성 추정모형의 새로운 대안: Spline-(E)GARCH Model," *재무연구*, 제23호, 109-149.
- 옥기울(1997), "주가변동성의 비대칭적 반응에 관한 실증적 연구," *증권학회지*, 제21집, 295-324.
- 정재엽(2001), "주식수익률 변동성의 계절성," *증권학회지*, 제29집, 345-371.
- 조 담(1994), "주식수익률의 조건부 이분산성에 관한 실증적 연구," *재무연구*, 제7호, 5-36.
- Berg, L. and J. Lyhagen(1998), "Short and Long-Run Dependency in Swedish Stock Returns," *Applied Financial Economics*, 18, 435-443.
- Black, F.(1976), "Studies in Stock Price Volatility Changes," *Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, 177-181.
- Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- _____, R. Chou, and K. Kroner(1992), "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Campbell, J. and L. Hentschel(1992), "No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 31, 281-318.
- Chou, R.(1988), "Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH," *Journal of Applied Econometrics*, 3, 279-294.

- Christie, A.(1982), "The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage and Interest Rate Effects," *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- Day, T., and Lewis, C.(1992), "Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options," *Journal of Econometrics*, 52, 267-287.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller(1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- _____ (1981), "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Engle, R.F.(1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, 987-1007.
- _____, D.M. Lilien, and R.P. Robinson(1987), "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model," *Econometrica*, 55, 391-407.
- _____, and V.K. Ng(1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- French, K., G.W. Schwert, and R. Stambaugh(1987), "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
- Fuller, W.A.(1976), *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley.
- Gallant, A., P.E. Rossi, and G. Tauchen(1993), "Nonlinear Dynamic Structures," *Econometrica*, 61, 871-907.
- Glosten, L., R. Jaganathan, and D. Runkle(1993), "On the Relation between the Expected Value and Volatility of The Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Granger, C.W.J.(1986), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.
- Henry, O.(1998), "Modelling the Asymmetry of Stock Market Volatility," *Applied Financial Economics*, 8, 145-153.
- Merton, R.C.(1980), "On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation," *Journal of Financial Economics*, 8, 323-361.
- Meese, R.A., and Rogoff, K.(1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out Of Sample?" *Journal of International Economics*, 14, 3-24.
- Nelson, D.(1990), "Stationarity and Persistence in the GARCH(1,1) Model," *Econometric Theory*, 6, 318-334.
- _____ (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, 347-370.
- Newey, W.K., and West, K.D.(1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 703-708.
- Pagan, A. and G. Schwert(1990), "Alternative Models for Common Stock Volatility," *Journal of Econometrics*, 45, 267-290.
- Schwert, G.W.(1987), "The Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics*, 20, 73-103.
- _____ (1990), "Stock Volatility and the Crash of 87," *Review of Financial Studies*, 3, 77-102.
- Wei, W.(2002), "Forecasting Stock Market Volatility with Non-Linear GARCH Models: A Case for China," *Applied Economics Letters*, 9, 163-166.

News Impacts and the Asymmetry of Stock Market Volatility

Soo Won Mo* · Chang Beom Kim**

Abstract

The standard GARCH model fails in capturing some important features of the data. The estimated news impact curve for the GARCH model, which imposes symmetry on the conditional variances, suggests that the conditional variance is underestimated for negative shocks and overestimated for positive shocks. Hence, this paper introduces the asymmetric or leverage volatility models, in which good news and bad news have different impact on volatility. They include the EGARCH, AGARCH, and GJR models. The empirical results showed that negative shocks introduced more volatility than positive shocks. Overall, the AGARCH and GJR were the best at capturing this asymmetric effect. Furthermore, the GJR model successfully revealed the shape of the news impact curve and was a useful approach to modeling conditional heteroscedasticity, since the GJR outperforms the other three volatility models.

Key words: stock returns, leverage effect, size bias, GJR model.

* Professor, Department of International Trade, Mokpo National University.

** Researcher, Research Center for the Student Life, Chosun University.