

우리나라 株式收益率의 變動性과 情報非對稱에 관한 實證的 研究

- ARCH形態의 模型을 中心으로 -

李胤宣*

요 약

본 연구는 한국증권시장에서 변동성의 정보비대칭효과를 조건부 이분산모형을 이용하여 검증하고자 하였다. 검증방법으로는 Engle과 Ng (1993)의 연구에 기초하여 정보반응곡선(News impact curve)으로 분석하였다. 분석자료로 1980년 부터 1995년 까지의 한국종합주가지수, 일별 초과수익률자료를 사용하였다. 정보반응곡선에 이용한 모형은 GARCH 모형, EGARCH 모형, TGARCH 모형, AGARCH 모형등 4개의 조건부 이분산 모형이다. 무조건 분산을 이용한 정보반응곡선의 함수형태로 보면, 분산의 정보반응에 있어서 GARCH 모형은 대칭적으로 반응하며 나머지 조건부 이분산 모형인 EGARCH 모형, TGARCH 모형, 그리고 AGARCH 모형은 비대칭적으로 반응하는 모형임을 알 수 있었다.

실증분석결과 정보반응곡선을 통하여 악재(bad news)정보에 따라 예측하지 못한 주식수익률의 하락이 호재(good news)에 따른 예측하지 못한 주식수익률의 상승보다 더 큰 변동성을 발견할 수 있었다. 그러나 비대칭성의 크기는 그다지 큰 것으로 보이지 않았다. 모형적합성 검정에서도 4개의 조건부 이분산 모형은 모두 적합한 것으로 보인다. 그중에서도 EGARCH 모형과 TGARCH 모형이 상대적으로 주가예측력이 뛰어나 보인다. 그러나 변동성의 정보 비대칭반응을 통계적으로 유의적인 것으로 확인한 모형은 TGARCH 모형 뿐이었다.

* 부산대학교 경영학과 박사과정

I. 서론

대부분의 자산가격결정모형들은 자산의 기대수익률이 위험의 척도인 분산과 공분산에 연결되어있다. 그런데 그동안 자본시장에서 자산가격결정이론은 대부분 투자자산의 기대수익률과 변동성이 시간의 흐름에 따라 일정한 것으로 가정하여 왔다. 그러나 1929년과 1987년의 주식시장 대폭락과 같은 사건뿐만 아니라 실증적 재무이론의 연구가 이들 분산과 공분산이 시간에 따라 랜덤(random)하게 변한다는 것을 명확히 밝혀 주고 있다. 즉 최근의 연구성과에 의하면 주식수익률의 변동성이 同分散이라기 보다는 異分散의 형태로 나타날 가능성이 높으며, 이경우 선형회귀모형에서 최소자승법에 의한 모수추정량은 불편일치추정량이라는 하지만 표본을 증가시키더라도 최소분산을 갖지 못하여 더이상 효율적인 추정량이 되지 못한다. 이러한 현상은 회귀계수의 통계적 유의성을 과장시키는 결과를 초래할 수 있다. 좀 더 구체적으로 연구성과에 따른 정형화 된 사실을 살펴보면 첫째, 자산수익률은 정규분포보다 더높은 왜도(kurtosis)를 가지는 랩토크토틱(leptokurtotic)한 경향이 있다는 것이다. 둘째, 변동성은 군집되어 있다는 것이다. Mandelbrot (1963)가 지적하였듯이 자산수익률의 큰 변화는 역시 큰 변화에 따라서 일어나며, 자산 수익률의 작은 변화는 역시 작은 변화에 따라서 일어난다. 셋째, 비동시적 거래(nonsynchronous trading)가 변동성을 증대시킨다. 예컨대, French 와 Roll (1986)에 따르면 월요일에는 정보가 72시간만에 반영되는 반면, 다른 거래일에는 정보가 하루만에 반영된다. 따라서 변동성은 일반적으로 월요일과 주말 그리고 공휴일의 다음날에 더 높은 경향성을 보인다. 넷째, 자산 수익률 변동성은 나쁜 정보(bad news)에는 민감하게 반응하여 올라가고 좋은 정보(good news)에는 상대적으로 떨어진다. Black (1976)에 의하면, 레버리지가 부분적인 설명을 제공한다. 예컨대 부채를 가진 기업은 기업의 가치가 떨어질 때 더욱 레버리지가 높아진다. 그러나 정보에 대한 변동성의 반응효과는 너무커서 레버리지 만으로는 설명할 수가 없다. 그럼에도 불구하고 정보에 대한 변동성의 비대칭적 반응은 '레버리지 효과' 라고 부른다. 그러므로 이와같은 기대수익률의 동적 운동을 이해한다는 것은 수익률의 조건부 이분산에 대한 이해를 요구한다.

1980년에 들어서 Shiller (1981)에 의한 分散限界檢證(variance bound test)으로 주식수익률의 과잉변동성이 실증적으로 확인되고, 주식수익률의 변동성이 非正常的(nonstationary) 성격을 갖고 있음이 보다 구체적으로 인식되었다. 또한 Engle (1982)과 Cragg(1982)의 연구에서는 시계열 모형에서 통상적으로 일정하다고 가정하였던 오차항의 분산이 별로 안정적이지 못한것으로 나타났다. 이들의 연구에서는 變動性(volatility)이 클 경우 이에 대한 충격(shock)의 영향이 다음기 뿐만 아니라 연속되는 미래의 여러기간에서도 계속적으로 영향을 미칠수 있다고 하였다. 그리고 이러한 현상은 시간이 흐름에 따라 달라지는 분산, 즉 과거의 정보가 미래의 움직임에 영향을 주는 條件附 異分散에 기인된 것으로, 오차항의 분산을 잔차의 제곱으로 설명하는 자기회귀 조건부 이분산 모형(autoregressive conditional heteroscedasticity; ARCH 모형)으로 제시되었다. 이러한 Engle의 연구이래 ARCH형태의 모형에 대한 연구가 다양하게 이루어져왔다. 즉 Bollerslev(1986)는 잔차의 제곱 뿐만아니라 시차를 갖는 조건부 이분산에 의하여 오차항의 분산이 설명되는 모형, 즉 일반화된 자기회귀 조건부 이분산모형(generalized ARCH; GARCH모형)을 제시하였으며, Engle-Lilien-Robins (1987)는 조건부 분산이 위험에 대한 척도로서 기대값에 영향을 줄 수 있도록 하는 GARCH-M모형을 개발하였다. 그리고 최근의 연구로는 Nelson(1991)이 조건부 분산에는 잔차의 크기와 그 방향이 함께 고려되어야 한다고 주장하고, 자산수익률의 조건부 분산을 모형화함으로써 陽(+)이나 陰(-)의 잔차에 非對稱적으로 반응하는 EGARCH(Exponential GARCH)모형을 제시하였다. 이어 변동성의 정보 비대칭성을 강조하는 모형으로는 Rabemajara 와 Zakoian (1993), 그리고 Glosten, Jagannathan & Runkle (1993)이 개발한 TGARCH(Threshold GARCH)모형이 있으며, 자산수익률의 비선형성을 강조한 Higgins와 Bera (1992)의 NARCH (nonlinear ARCH)모형등 많은 새로운 모형이 개발되었다.

따라서 이와같은 ARCH형태의 모형을 이용한 변동성에 관한 연구들은 변동성 군집의 경향과 변동성의 지속성 등 앞에서 언급되었던 자산 수익률의 정형화된 사실들을 용이하게 포착할 수 있게되었다.

본 연구는 먼저 우리나라 주식수익률의 시계열적 특성을 살펴보고, 시계열 상관과 정규성이 존재하는지 검토하여 우리나라 주식시장에서 ARCH형태의 모형이 적절하게

적용되는 지를 살펴본다. 그후 조건부 이분산 모형은 증권시장에 영향을 주는 정보는 호재와 악재에 따라 변동성에 미치는 영향이 다르게 나타난다는 변동성의 비대칭반응 효과를 포착할 수 있게 하였다. 본 연구에서는 Engle과 Ng (1993)가 제시한 정보반응 곡선(news impact curve)을 이용하여 GARCH 모형, EGARCH 모형, Glosten, Jagannathan & Runkle (1993)이 제시한 TGARCH 모형, AGARCH (Asymmetric GARCH) 모형을 비교하여 한국증권시장의 정보비대칭반응효과를 분석하고자한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 정보비대칭효과와 정보반응곡선에 대한 이론을 고찰하고, 제 III장에서는실증결과로서, 먼저 우리나라 주식수익률의 시계열적 특성을 살펴보았으며 그 후 변동성과 정보의 비대칭반응효과 실증결과를 차례로 제시 하였다. 제 IV장에서는 실증분석결과를 요약하였다.

II. 변동성과 정보비대칭반응효과

1. 변동성 예측의 중요성

자산가격 결정과 포트폴리오 관리에서 변동성을 예측하는 것은 매우 중요하다. 여러 연구에서 변동성 예측의 다양한 접근법이 제시되어 왔지만 그 가운데서도 주목해야할 모형이 변동성의 정보비대칭반응을 포착해줄 수 있는 모형이다. 그 이유는 그러한 모형이 정보의 종류에 따라 즉 호재와 악재에 따라 미래의 변동성에 대하여 서로 다른 예측가능성을 보여주기 때문이다. 이러한 모형은 Black (1976), Christie (1982), French, Schwert, & Stambaugh (1987), Nelson (1990), 그리고 Schwert (1990)의 실증연구를 바탕으로 만들어 졌다.

예측가능한 시장변동성은 시장 위험프리미엄과 관련이 있을 뿐만 아니라 옵션(option)의 가격을 결정하는 데도 중요한 요인이다. 어떠한 정보가 투자자에게 입수된 뒤에 이에 반응하여 예측할 수 있는 변동성에 모형마다 큰 차이가 있다면 현재의 옵션가격에 중요한 차이를 가져올 수 있다. 따라서 옵션이나 선물거래에 있어서 이에 대응한 동적헤지전략 역시 다르게 수행되어야 하기 때문이다.

2. 정보비대칭효과와 정보반응곡선

ARCH 모형은 예측가능한 변동성은 과거의 정보에 의존한다는 것이다. 그러나 정보가 오래될수록 현재의 변동성에 미치는 효과는 덜 하다고 볼 수 있다. 식(2-1)에서 p 기간 이전에 시장에 입수된 정보는 현재의 변동성에 영향이 없다는 것이다.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2-1)$$

ARCH 모형을 일반화시킨 GARCH 모형에서도 현재의 변동성에 대한 정보의 효과는 가하학적으로 시간이 지남에 따라 감소한다. 이와같은 ARCH 모형이나 GARCH 모형은 주식수익률의 변동성군집을 잘 포착하는 것으로 평가받고 있다. 그럼에도 불구하고 ARCH 나 GARCH 모형은 주식수익률자료의 중요한 특질로서 Black (1976)이 발견하고 French, Schwert, & Stambaugh (1987), Nelson (1990), 그리고 schwert (1990) 등 그 밖의 많은 연구자들이 확인한 정보의 비대칭효과(asymmertric effet)를 포착할 수가 없다.

정보비대칭반응효과는 惡材로 인하여 예측하지 못한 주가의 하락이 好材로 인하여 발생하는비슷한 크기의 예측하지 못한 주가의 상승보다 예측가능한 변동성을 더욱 증대시키는 것을 말한다. 이와같은 정보의 비대칭적 효과를 잘 포착하도록 모형을 제안한 방법이 Nelson (1990)의 EGARCH 모형이다.

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \beta \cdot \ln(h_{t-1}) + \gamma \cdot \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \cdot \left[\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - (2/\pi)^{0.5} \right] \quad (2-2)$$

여기서 α_0 , β , γ 와 α 는 일정한 파라메타이다. EGARCH 모형은 식(2-2)에서 계수 γ 로써 $\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_t}$ 의 수준을 포착해주므로 비대칭적 모형이다. 여기서 조건부 이분산에 정보의 효과를 분석하기 위해서 ε_{t-1} 과 h_t 사이의 내재된 관계를 검토해야하는데 Engle과 Ng (1993)는 주식수익률의 무조건부 분산의 수준에서 평가된 시차가있는

조건부 분산으로 정보반응곡선(news impact curve)으로 분석하였다.

이 정보반응곡선에 의하면 [그림 2-1]에서 보듯이 EGARCH 모형은 $\varepsilon_{t-1} = 0$ 에서 조건부 분산이 최저값을 가지며 그 양쪽 방향에서는 지수적으로 증가한다. 특히 EGARCH 모형의 정보반응곡선은 시차가 있는 조건부 분산이 무조건부 수준에서 σ^2 으로 평가될 때 다음과 같이 된다.

$$h_t = A \cdot \exp \left[\frac{\gamma + \alpha}{\sigma} \cdot \varepsilon_{t-1} \right], \quad \varepsilon_{t-1} > 0 \quad (2-3)$$

$$h_t = A \cdot \exp \left[\frac{\gamma - \alpha}{\sigma} \cdot \varepsilon_{t-1} \right], \quad \varepsilon_{t-1} < 0$$

$$\text{여기서 } A = \sigma^{2\beta} \cdot \exp \left[\alpha_0 - \alpha \cdot (2/\pi)^{0.5} \right]$$

상기식에서 보듯이 $\varepsilon_{t-1} = 0$ 를 중심으로 기울기가 다르게 나타남을 알 수 있다. 특히 [그림 2-1]은 $\gamma < 0$ 의 조건아래의 정보반응곡선이다.

반면 GARCH 모형은 $\varepsilon_{t-1} = 0$ 에 중심이 있는 이차함수 형태가 된다.

$$\sigma^2 = A + \alpha \cdot \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2-4)$$

$$\text{여기서 } A = \omega + \beta \cdot \sigma^2$$

따라서 GARCH 모형은 정보의 대칭적 효과를 포착할수 없다.

[그림 2-1]를 보면 Engle (1990)이 제시한 AGARCH 모형(asymmetric GARCH)의 정보반응곡선도 비대칭적이며, 중심은 $\varepsilon_{t-1} = -\gamma$ 에 위치하는데 $\gamma < 0$ 일 때 원점의 오른쪽이 된다.

$$\begin{aligned}
 h_t &= \omega + \alpha (\varepsilon_{t-1} + \gamma)^2 + \beta \cdot h_{t-1} \\
 &= A + \alpha \cdot (\varepsilon_{t-1} + \gamma)^2
 \end{aligned}
 \tag{2-5}$$

여기서 $A = \omega + \beta \cdot \sigma^2$

그리고 Glosten, Jagannathan & Runkle (1993)이 제시한 TGARCH 모형의 정보반응 곡선을 살펴보면, 중심이 $\varepsilon_{t-1} = 0$ 에 있으나 ε_{t-1} 의 陽(+) 과 陰(-)에서 서로 다른 기울기를 가진다.

$$h_t = \omega + \beta \cdot h_{t-1} + \alpha \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \cdot S_t^- \cdot \varepsilon_{t-1}^2, \tag{2-6}$$

상기식 (2-6)은 본래의 TGARCH 모형이다.

여기서 $\varepsilon_t < 0$ 이면 $S_t^- = 1$, $\varepsilon_t > 0$ 이면 $S_t^- = 0$ 이다. 이것을 정보반응곡선의 형태로 하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 h_t &= A + \alpha \varepsilon_{t-1}^2, \text{ for } \varepsilon_{t-1} > 0; \text{ 그리고} \\
 h_t &= A + (\alpha + \gamma) \cdot \varepsilon_{t-1}^2, \text{ for } \varepsilon_{t-1} < 0,
 \end{aligned}
 \tag{3-15}$$

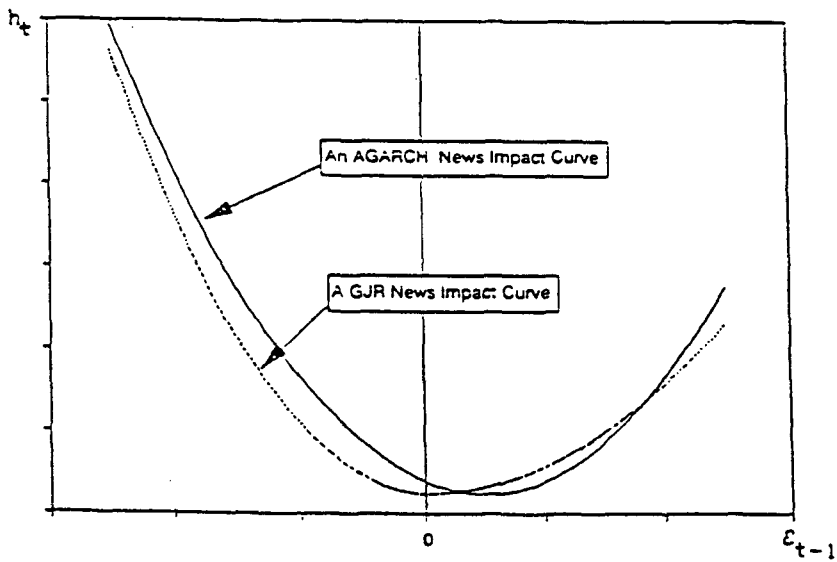
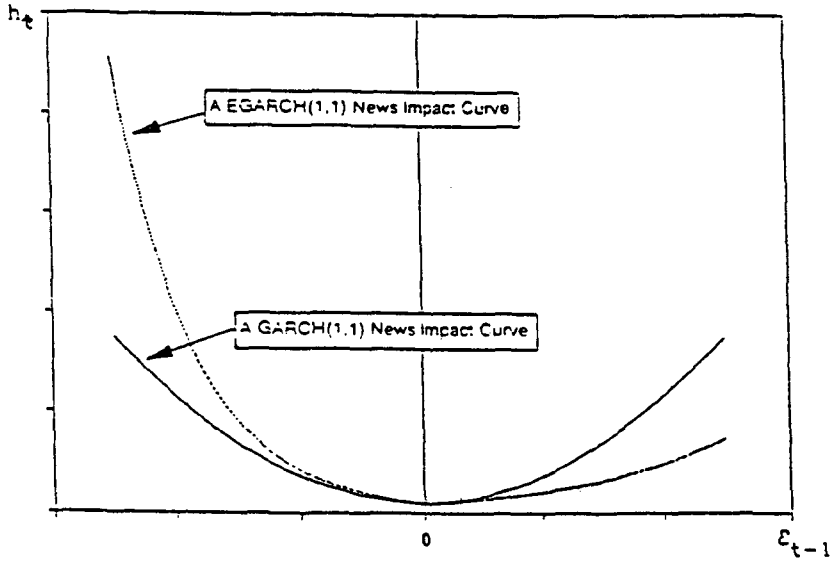
여기서 $A = \omega + \beta \cdot \sigma^2$,

그림에서는 $\gamma > 0$ 이라는 전제조건하이다.

이상을 요약하면, 비대칭변동성모형의 정보반응곡선은 정보반응곡선의 양쪽의 기울기가 다르게 하거나 정보반응곡선의 중심이 ε_{t-1} 의 陽數(+)쪽에 있게 함으로써 비대칭반응효과를 포착하게 한다.

Engle과 Ng (1993)의 연구결과는 일본의 주식시장을 대상으로 실증분석하였는데, 여러 가지 비대칭변동성모형 가운데 TGARCH 모형이 정보 비대칭반응효과를 가장 적절히 반영한다고 보고 하고 있다.

[그림 2-1] 이론적 정보반응곡선



자료원 : Engle, R. F and V. K. Ng (1991)

여기서 GJR News Impact Curve 는 TGARCH 정보반응곡선임

Ⅲ. 韓國證券市場에서의 實證 分析

1. 주식수익률특성에 대한 기초분석

조건부 이분산 모형은 변동성에 대하여 비선형구조로 이루어졌다. 따라서 조건부 이분산 모형을 적용하기 위해서는 주식수익률의 기본적 특성을 검토한 후에 적용을 결정할 수 있다. 이를 위하여 일반적인 기술통계량분석과 Ljung-Box의 Q검정을 통하여 주식수익률의 시계열 독립성을 검증하였다.

1) 표본자료와 기간

본 연구를 위하여 시장전체 종목의 주가를 가중평균한 한국종합주가지수를 이용하였다. 한국종합주가지수는 종류별로 일별주가지수 수익률, 주별 주가지수수익률, 월별 주가지수 수익률을 각각 분석하였다. 종합주가지수는 신평-KAIST 주식수익률 데이터베이스를 이용하였다. 신평-KAIST 주가수익률은 이산적 자료이기 때문에 다음과 같이 자연대수를 취하고 100을 곱하여 퍼센티지 연속형주가지수 수익률로 전환하였다.

$$R_t = \ln(1 + R_d) * 100$$

분석기간은 1980년 1월 4일부터 1995년 12월 28일 까지로 일별수익률은 4688일, 주별수익률은 831주, 월별수익률은 192개월로 설정하였다.

2) 기술통계량 분석

종합주가지수의 일별수익률, 주별수익률, 월별수익률에 대한 기술통계량이 <표 3-1>로 제시되어있다. 먼저 평균값을 보면 일별수익률보다는 주별수익률이 주별수익률보다는 월별수익률이 높다는 것을 알 수 있다. 반면에 변동범위를 보면 주별수익률의 범위(최대값 19.7522, 최소값 -14.3639)는 월별수익률과 비슷하여 상대적으로 변동 범위가 넓다는 것을 알 수 있다. 그런데 표준편차는 월별수익률, 주별수익률, 일별수익

률의 순서로 되었다. 따라서 평균과 표준편차 모두가 월별, 주별, 일별수익률의 크기 순서로 되어있다. 따라서 수익률의 안정성을 보기위하여 제 2 패널에 있는 CV(coefficiut of variation)계수를 보면 일별수익률 0.040, 주별수익률 0.086, 월별수익률 0.178로써 월별 수익률이 제일 높다. 이것은 위험의 척도인 표준편차에 비하여 수익의 척도인 평균이 더욱 높다는 것을 의미한다. 즉 일별변동성이 매우 크게 나타나며 기간이 장기로 갈수록 주식수익률 변동성이 상대적으로 감소하여 안정적이 된다는 것을 의미한다.

수익률 분포에서 첨도(kurtosis)의 경우는 일별, 주가, 월별수익률 모두 3을 초과하고 있다. 특히 일별수익률과 주별수익률은 6이상을 기록하고 있어 평균에 매우 밀집되어 있음을 알 수 있다. 끝으로 수익률분포가 정규분포를 이루고 있을지 여부를 알아보기 위하여 Jarque-Bera 검정을 사용하였다. 이 검정은 수익률 및 잔차의 왜도(skewness)와 첨도를 동시에 고려하여 수익률분포를 정규분포와 비교 검정하는 결합 검정으로 $\chi^2(2)$ 분포를 따른다. 두 번째 패널을 보면 일별 수익률과 주별수익률은 모두 정규성을 기각하는 것으로 나타났지만 월별수익률에서는 5% 수준에서 통계적으로 유의적이지 못하였다. 이상과 같은 Jarque-Bera검정통계량의 결과를 하여 수익률분포의 특성을 분석하면 월별수익률을 제외하고 주식수익률의 분포가 정규분포와는 다른 중앙이 뾰족하고 꼬리가 두터운 렙토크틱(leptokurtic)한 분포를 보이는 것으로 판단된다. 주식수익률이 정규분포를 하지 않는다는 사실에 대해서 Peters(1991)는 주식시장이 효율적이라면 현재수익률은 과거의 수익률과 상관없이 없고 시계열상의 수익률은 상호독립적이고 랜덤워크(random walk)하며, 관측치가 충분하다면 중심극한의 정리(central limit theorem)에 따라 주식수익률의 확률분포는 정규분포를 하며, 주식수익률이 랜덤워크를 하지 않는다면 정규분포를 하지 않을 것이며 시장이 비효율적일 가능성이 있다고 하였다.

<표 3-1> 종합주가지수 수익률의 기술통계량

$$R_t = \ln(1 + R_d) * 100$$

| 구 분 | 종합주가지수 (R_t) | | |
|-------------|------------------|----------|----------|
| | 일별수익률 | 주별수익률 | 월별수익률 |
| 관측치 수 | 4688 | 832 | 192 |
| 평균 | 0.0462 | 0.2557 | 1.1707 |
| 중위수 | -0.0080 | 0.0919 | 0.3912 |
| 최대값 | 7.1818 | 19.7522 | 19.0140 |
| 최소값 | -8.7160 | -14.3639 | -19.9707 |
| 표준편차 | 1.1463 | 2.9574 | 6.5439 |
| 왜도 | 0.1606 | 0.3745 | 0.3575 |
| 첨도 | 6.1331 | 6.7124 | 3.3827 |
| C V | 0.0403 | 0.0864 | 0.1789 |
| Jarque-Bera | 1937.6 | 496.63 | 5.2618 |
| p - value | 0.0000 | 0.0000 | 0.0720 |

주) 표본기간 : 1980.01.04 - 1995.12.28

R_t : 연속적 종합주가지수 수익률

R_d : 이산적 종합주가지수 수익률

CV : 평균 / 표준편차

3) 시계열 독립성 분석

앞의 Jarque-Bera 검정통계량으로 부터 월별주식수익률은 정규분포를 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 정규분포를 이룬다고 하더라도 시계열적으로 독립적이지 못하다면 독립적이고 동일한 분포(independent identical distribution)가 될 수 없다. 독립적이고 동일한 분포가 되지 못하면 랜덤워크가 될 수 없고 주식수익률의 예측가능성을 낳게 되는 것이다. 따라서 주식수익률의 시계열에 대한 독립성 검증은 매우 중요하다. 독립성 검정은 여러 가지 방법에 있지만 자기상관계수 Ljung-Box Q통계량이 많이 쓰인다. Ljung-Box Q검정통계량은 시계열 자료로부터 얻어진 여러시차의 자기상관계수를 누적하여 동시에 검증하는 방법이다.

$$Q = T(T+2) \cdot \sum_{k=1}^n (\rho_k)^2 / (T-k) \quad (3-1)$$

ρ_k : k 시차의 자기상관계수

T : 관측치 수

(3-1)식의 Ljung-Box Q 통계량은 점근적으로 k 의 자유도를 갖는 χ^2 분포를 따르는 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 자기상관계수의 동시적 결합검정인 Ljung-Box Q통계량을 이용하여 독립성을 검정하였다. Ljung-Box Q검정은 주식수익률의 단순시계열 R_t 에 대하여 뿐만 아니라 주식수익률의 자승인 R_t^2 에 대하여도 실시하였다. Argiray(1989)에 의하면 만일 시계열 R_t 가 안정적 선형과정이라고 하더라도 2차 이상의 모멘트 $E[R_t \cdot R_{t+\xi} \cdot R_{t+\xi+\gamma}]$ 또는 $E[R_t^2 \cdot R_{t+\xi}^2]$ 의 표본추정치가 통계적으로 유의하다면, 시계열 R_t 는 비선형과정이기 때문이다.

Ljung-Box Q검정통계량을 사용하여 종합주가지수 (R_t)와 종합주가지수 자승 (R_t^2)의 일별, 주별, 월별 수익률의 시계열 독립성검정에 대한 결과는 <표 3-2>와 같다. 각각의 수익률 시계열에 대하여 120시차까지를 검정하였는데 먼저 종합주가지수 수익률 R_t 를 살펴보면 일별수익률에서는 어떠한 시차에서도 표본자기상관계수가 0이라고 하는 귀무가설을 기각하였다. 주별수익률에서는 12주 시차까지는 5% 수준에서 유의적이었지만 그 이후로는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 월별수익률은 12개월 시차까지 5% 수준에서 유의적이지 못하다가 이후 96개월 시차(8년 시차)까지 유의적인 값을 보였다. 이로써 종합주가지수 수익률 R_t 는 어떠한 시차에서도 시계열 선형 독립성을 보여주지 못하였으며 주별수익률도 단기, 중기(대략 3개월)까지 시계열이 선형독립적이라고 보기 어려우며, 월별 수익률은 단기보다는 년 단위의 장기시차 시계열 선형상관이 있음을 암시하고 있다.

종합주가지수 수익률 자승 R_t^2 에서도 살펴보면 일별, 주별 수익률 모두 전 시차에 걸쳐 5% 수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 월별 수익률은 24 시차(2개년)에 걸쳐 5% 수준에서 통계적으로 유의적인 값을 보여주고 있다. 이러한 사실은 종합주가지수가 시계열적으로 선형종속성 뿐만아니라 비선형종속성도 함께 있다고 할 수 있다. 본 연구는 기술 통계량 분석과 시계열 독립성 검정을 통하여 우리나라 종합주가지수 수익률이 랜덤하게 움직이지 못하다는 것을 확인할 수 있다. 따라서 자산 수익률 예측모형이며 비선형구조를 가진 조건부 이분산 모형의 도입은 일단 적절하다고 할 것이다.

<표 3-2> 시계열 독립성 검정 (Ljung - Box Q test)

| 시 차 | R_t | | | R_t^2 | | |
|--------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | 일 별 | 주 별 | 월 별 | 일 별 | 주 별 | 월 별 |
| Q(6) | 62.64 (0.000) | 13.25 (0.039) | 6.12 (0.409) | 935.3 (0.000) | 122.82 (0.000) | 17.18 (0.009) |
| Q(12) | 76.02 (0.000) | 24.98 (0.015) | 12.42 (0.412) | 1139.7 (0.000) | 134.56 (0.000) | 30.20 (0.003) |
| Q(24) | 100.24 (0.000) | 32.78 (0.109) | 40.95 (0.017) | 1226.0 (0.000) | 152.58 (0.000) | 37.37 (0.040) |
| Q(36) | 124.60 (0.000) | 44.19 (0.164) | 52.50 (0.037) | 1272.6 (0.000) | 165.70 (0.000) | 49.91 (0.061) |
| Q(48) | 132.38 (0.000) | 56.40 (0.189) | 67.60 (0.032) | 1354.7 (0.000) | 181.82 (0.000) | 61.64 (0.089) |
| Q(60) | 153.56 (0.000) | 64.66 (0.317) | 85.79 (0.016) | 1416.3 (0.000) | 183.65 (0.000) | 70.28 (0.171) |
| Q(72) | 166.53 (0.000) | 74.87 (0.385) | 102.39 (0.011) | 1489.0 (0.000) | 187.54 (0.000) | 84.74 (0.145) |
| Q(84) | 173.97 (0.000) | 84.77 (0.456) | 114.33 (0.016) | 1508.4 (0.000) | 190.62 (0.000) | 98.96 (0.12) |
| Q(96) | 183.89 (0.000) | 95.84 (0.485) | 120.64 (0.045) | 1592.5 (0.000) | 199.63 (0.000) | 113.74 (0.105) |
| Q(108) | 206.30 (0.000) | 109.58 (0.413) | 126.75 (0.093) | 1693.4 (0.000) | 211.57 (0.000) | 129.24 (0.071) |
| Q(120) | 228.12 (0.000) | 126.57 (0.323) | 137.89 (0.126) | 1740.8 (0.000) | 213.87 (0.000) | 139.59 (0.130) |

주) R_t : 종합주가지수 수익률 R_t^2 은 종합주가지수 수익률의 자승
 괄호안은 Ljung-Box Q검증통계량의 p-value
 Ljung-Box Q검증통계량은 점근적으로 $\chi^2(T)$ 분포를 따른다.

2. 변동성의 정보 비대칭반응효과에 대한 실증분석

1) 연구방법

(1) 자료의 선택과 분석기간

변동성의 정보비대칭반응효과를 검증하기 위하여 선택한 기초주식수익률자료는 한국 종합주가지수의 일별수익률자료이다. 일별수익률자료를 선택한 이유는 기술통계량분석에서 검증된 바와같이 주별이나 월별주식수익률보다 렙토커틱(leptokurtic)한 분포를 나타내고 있고 시계열 상관도 강하게 나타나고 있어 조건부 이분산모형을 적용하기가 적합하다고 생각되기 때문이다. 일별수익률자료는 조건부이분산과 위험프리미엄의 연구에서와 동일하게 자연로그를 취하여 연속적인 수익률로 만든 다음 무위험수익률을 차감하여 일별초과 수익률로 만들어 사용하였다. 무위험수익률의 대응치로는 국채평균수익률을 사용하였다.

$$R_t = \ln(1 + R_{dt}) - R_f$$

분석기간은 신평-KAIST 주식수익률 데이터 파일에서 제공하는 1980년 1월 4일부터 1995년 12월 28일 까지이며 총관찰치는 4688개의 일별수익률 자료이다.

(2) 분석모형

한국증권 시장에서 변동성의 정보비대칭효과를 검증하기 위하여 기본적으로 네 개의 조건부 이분산 모형을 즉 GARCH(1,1)모형, EGARCH(1,1)모형, AGARCH(1,1)모형 그리고 TGARCH 모형을 Engle과 Ng(1993)가 사용한 정보반응곡선(New Impact Curve)의 개념을 도입하여 검토할 것이다. 본 연구의 주된 관심사는 조건부 평균보다는 조건부 분산에 있으므로 Pagan과 Schwert(1990)의 연구방법과 비슷한 절차를 통하여 주식수익률의 예측할 수 없는 부분에 중점을 두었다. 예측할 수 없는 주가수익률의 움직임 ε_t 으로 변동성을 측정해야 하므로 먼저 예측할 수 없는 주식수익률 시계열을 얻기 위하여 다음과 같이 한다.

$$R_t = a_0 \cdot MON_t + a_1 \cdot THE_t + a_3 \cdot WED_t + a_4 \cdot THU_t \\ + a_5 \cdot FRI_t + a_6 \cdot SAT_t + u_t \quad (3-2)$$

$$u_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot u_{t-1} + \beta_2 \cdot u_{t-2} + \beta_3 \cdot u_{t-3} + \beta_4 \cdot u_{t-4} \\ + \beta_5 \cdot u_{t-5} + \beta_6 \cdot u_{t-6} + \varepsilon_t \quad (3-3)$$

식 (3-2)에서는 요일을 나타내는 더미변수로 이것을 주가지수수익률 R_t 에 회귀시키므로써 요일효과를 제거한 잔차 u_t 를 구할 수 있다. 그리고나서 식 (3-3)와 같이 잔차 u_t 를 다시 6개의 시차있는 잔차와 회귀시키면 예측할 수 없는 주식수익률 시계열 ε_t 를 얻을 수 있다.

이렇게 구한 시계열 ε_t 를 조건부 이분산 모형을 추정한다. 본 논문에 사용되는 추정모형으로서 GARCH(1,1)모형은 식 (3-4)로 추정하며, EGARCH(1,1)모형은 식 (3-5), AGARCH(1,1)모형은 식 (3-7) 그리고 TGARCH 모형은 식 (3-6)으로 추정하여 정보비대칭반응을 비교분석할 수 있다.

GARCH 모형.

$$h_t = A + \alpha \cdot \varepsilon_{t-1}^2 \quad (3-4)$$

여기서 $A = \omega + \beta \cdot \sigma^2$

EGARCH 모형.

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \beta \cdot \ln(h_{t-1}) + \gamma \cdot \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \cdot \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - (2/\pi)^{0.5} \right] \quad (3-5)$$

$$\varepsilon_{t-1} > 0 \text{인 경우, } h_t = A \cdot \exp\left[\frac{(\gamma + \alpha)}{\sigma} \cdot \varepsilon_{t-1} \right]$$

$$\varepsilon_{t-1} < 0 \text{인 경우, } h_t = A \cdot \exp\left[\frac{(\gamma + \alpha)}{\sigma} \cdot \varepsilon_{t-1} \right]$$

여기서, $A = \sigma^{2\beta} \cdot \exp[\omega - \alpha \cdot \sqrt{2/\pi}]$

TGARCH 모형.

$$h_t = \omega + \beta \cdot h_{t-1} + \alpha \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \cdot S_t^- \cdot \varepsilon_{t-1}^2, \quad (3-6)$$

즉,

$$h_t = A + \alpha \varepsilon_{t-1}^2, \text{ for } \varepsilon_{t-1} > 0, \text{ 그리고}$$

$$h_t = A + (\alpha + \gamma) \cdot \varepsilon_{t-1}^2, \text{ for } \varepsilon_{t-1} < 0,$$

여기서, $A = \omega + \beta \cdot \sigma^2$

AGARCH 모형.

$$h_t = \omega + \alpha (\varepsilon_{t-1} + \gamma)^2 + \beta \cdot h_{t-1} \quad (3-7)$$

$$= A + \alpha \cdot (\varepsilon_{t-1} + \gamma)^2$$

여기서, $A = \omega + \beta \cdot \sigma^2$

(3) 모형적합성 검증방법

본 연구는 분석을 위하여 사용하는 조건부 이분산 모형의 적합성을 검증하기 위하여 우도비율 검정(log likelihood ratio test)을 사용한다. 따라서 GARCH(1,1)모형인 식 (3-4)과 EGARCH(1,1)모형인 식 (3-5), AGARCH(1,1)모형인 식 (3-7) 그리고 TGARCH 모형인 식 (3-6)의 적합성을 검증하기 위하여 각각 α_1 계수와 β_1 계수 그리고 γ_1 계수에 대한 귀무가설을 다음의 식 (4-8)과 같이 설정한다. 그 후 비제약된 모형하에서의 최대우도값과 제약된 모형하에서의 최대우도값의 비율을 χ^2 검정을 하여 적합성을 판정한다.

$$H_0: \alpha_1 = 0 \quad \beta_1 = 0 \quad \gamma_1 = 0$$

$$-2 \ln \Lambda = -2(\ln L^R - \ln L^u) \sim \chi^2_{v-v_0, a} \quad (3-8)$$

식 (4-9)에서 $\ln L^u$ 은 비제약된 모형하에서의 최대로그우도함수의 값이며, $\ln L^R$ 은 제약된 모형하에서의 최대로그우도함수의 값이고 ν 와 ν_0 는 각각 제약된 모형과 비제약된 모형에서 각각 추정해야 할 모수의 수이다. 여기서 제약된 모형이라 함은 추정해야 할 모수를 0으로 놓았을 때의 모형을 의미한다. 따라서 χ^2 검정통계량의 자유도는 제약되는 파라메타의 수와 일치한다.¹⁾

또한 모형이 정확히 기술되었다면 표준화된 잔차는 시계열적으로 독립되어야 한다. 표준화된 잔차의 시계열 독립성여부를 검증하기 위하여 Ljung-Box Q통계량을 사용하였다. 시차는 24까지 고려하였다.

2) 실증 결과

(1) 조건부 이분산모형의 정보비대칭성

본 연구는 조건부이분산 모형을 적용하기 위하여 먼저 주식수익률의 요일효과에 대한 조정과 예측가능한 부분을 제거시키는 자기회귀모형을 만들었다. 식 (3-2)와 식 (3-3)의 회귀 분석결과가 <표 3-3>에 제시되어 있다. <표 3-3>에서 요일효과조정 회귀분석을 보면 전체표본 기간에 걸쳐토요일 만이 5% 이내에서 통계적으로 유의적인 값을 보이고 있으며, 자기상관조정 회귀분석에서는 3개 시차가 있는 자기회귀계수가 유의적인 값을 보이고 있다. 이러한 사실은 Lo와 Mackenlay(1988)가 미국증권시장에서 지수수익률에 AR(1)모형을 제안한 것과는 차이가 있음을 보여주고 있다.

2단계의 회귀분석을 거쳐서 나온 ε_t 는 예측할 수 없는 주식수익률 부분이라고 할 수 있는데 왜도와 첨도를 보면, 오른쪽 분포이면서 꼬리부분이 두터운 분포일 가능성이 높다. 또한 ε_t 에 대한 12 시차까지의 Ljung-Box의 Q검정통계량은 선형독립성을 기각하지 못하고 있다. ε_t 에 대한 Q(12) 검정통계량은 매우 유의적인 값을 보여 시간에 따라 변하는 변동성을 시사하고 있다.

1) W.H. Green(1994) pp. 129-134 참조.

<표 3-3> 평균조정회귀분석

| 요일효과 조정 회귀분석 | | | | |
|--------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------|--------|--------|
| 회귀식 | $R_t = \alpha_0 \cdot MON_t + \alpha_1 \cdot THE_t + \alpha_2 \cdot WED_t + \alpha_3 \cdot THU_t + \alpha_4 \cdot FRI_t + \alpha_5 \cdot SAT_t + u_t$ | | | |
| 변수 | 계수 | 표준편차 | t-통계량 | Prob |
| MON | -0.000551 | 0.000409 | -1.346 | 0.1782 |
| THE | -0.000447 | 0.000410 | -1.089 | 0.2759 |
| WED | -0.000373 | 0.000410 | -0.911 | 0.3620 |
| THU | -0.000247 | 0.000410 | -0.601 | 0.5475 |
| FRI | 0.000332 | 0.000410 | 0.810 | 0.4179 |
| SAT | 0.000971 | 0.000411 | 2.364* | 0.0181 |

자기상관조정 회귀분석

| 회귀식 | $u_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot u_{t-1} + \beta_2 \cdot u_{t-2} + \beta_3 \cdot u_{t-3} + \beta_4 \cdot u_{t-4} + \beta_5 \cdot u_{t-5} + \beta_6 \cdot u_{t-6} + \varepsilon_t$ | | | |
|-----------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------|--------|-------|
| 변수 | 계수 | 표준오차 | t-통계량 | Prob |
| C | -0.00001 | 0.000166 | -0.072 | 0.942 |
| u_{t-1} | 0.11191 | 0.014624 | 7.652 | 0.000 |
| u_{t-2} | -0.04811 | 0.014719 | -3.268 | 0.001 |
| u_{t-3} | 0.03162 | 0.014730 | 2.146 | 0.031 |
| u_{t-4} | 0.00564 | 0.014725 | 0.383 | 0.701 |
| u_{t-5} | 0.00981 | 0.014709 | 0.667 | 0.504 |
| u_{t-6} | -0.01564 | 0.014616 | -1.070 | 0.284 |

예측할 수 없는 주식수익률 (ε_t) 기술통계량

| | |
|----------------|---------|
| 총관찰치 | 4682 |
| 평균 (mean) | 0.0000 |
| 표준편차(std. Dev) | 0.0113 |
| 최고값 (Max) | 0.0770 |
| 최저값 (Min) | -0.0877 |
| 왜 도 (skewness) | 0.1980 |
| 첨 도 (Kurtosis) | 6.2899 |
| Ljang-Box(6) | 0.0536 |
| [p-value] | [1.000] |
| Ljung-Box(12) | 12.642 |
| [p-value] | [0.396] |

<표 3-4>는 예측할 수 없는 주식수익률 ε_t 를 사용하여 GARCH 모형과 EGARCH 모형, TGARCH 모형, 그리고 AGARCH 모형에 대한 모수추정결과이다. 이 표에서 관심을 가져야 하는 부분은 각 이분산모형의 정보비대칭효과를 나타내는 부분이다. 즉 EGARCH 모형에서는 $\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$ 의 계수가 -0.0072 ($t = -0.907$)로 부호가 음(-)이나 5 % 수준에서 유의적이지 못하다. TGARCH 모형에서는 $S_{t-1}^- \cdot \varepsilon_{t-1}^2$ 의 계수가 0.0546 ($t = 2.49$)로서 양(+)의 값을 나타내며 동시에 5 % 이내 수준에서 유의적이다. 따라서 변동성의 정보비대칭효과를 적절히 반영하고 있다고 볼 수 있다. AGARCH 모형에서 제곱형태로 괄호안에 있는 파라메타가 0.0100 ($t = 0.888$)로서 양(+)의 값을 가지고 있으나 유의적이지 못함을 알 수 있다.

Log likelihood 값을 보면 EGARCH 모형이 -6,765 를 기록하여 가장 높으며 다음이 TGARCH 모형으로 -6,775 이며, GARCH 모형과 AGARCH 모형은 비슷한 값으로 낮은 수준을 보여 주고 있다.

모형 적합성 검정을 실시한 결과 우도비율검정(likelihood ratio test) 은 5 % 이하 수준에서 모두 유의적인 것으로 나타났으며, 24 시차에 걸친 Ljung-Box의 Q검정통계량에서도 4개의 조건부 이분산 모형은 모두 잔차에 대하여 5 %이하의 수준에서 유의적이지 않아 시계열 상관이 존재하지 않는 것으로 나타났다.²⁾

전반적으로 볼 때 4개의 조건부 이분산 모형에 대하여 모형적합성은 인정되지만 높은 log likelihood 값을 가진 EGARCH 모형과 TGARCH 모형이 한국증권시장에서 주식수익률의 동적 움직임에 대하여 보다 나은 예측치를 제공할 수 있는 것으로 판단된다. 다만 정보의 영향에 따라 예측하지않은 주식수익률의 하락이 더 높은 변동성을 가져온다는 변동성의 비대칭반응효과에 대하여는 일의적으로 말할 수는 없지만 한국 증권시장에서는 그 효과가 크지않은 것으로 보인다.

2) 잔차 자승에 대한 Ljung-Box Q(24) 검정통계량에서도 4개의 조건부 이분산모형 모두 시계열 독립이라는 귀무가설을 5 %이하 수준에서 기각하지 못하였다.

<표 3-4> 조건부 이분산 모형에 대한 모수추정결과

| 모형 | 추정결과 | LogL | Q(6) | Q(12) | Q(24) | LR |
|-------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------|----------------------|---------|---------|-----|
| GARCH(1,1) | $h_t = 0.1059 + 0.7039 \cdot h_{t-1} + 0.2311 \cdot \varepsilon_{t-1}^2$ | | | | | |
| | | -6778 | 5.583 | 13.585 | 34.509* | 922 |
| | [0.0116] [0.0196] [0.0184] | | (0.471) | (0.328) | (0.076) | |
| | [9.05] [35.80] [12.54] | | | | | |
| EGARCH(1,1) | $\log(h_t) = 0.0273 + 0.8838 \cdot \log(h_{t-1}) - 0.0072 \cdot \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + 0.4171 \left[\frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right]$ | | | | | |
| | | -6765 | 4.769 | 12.584 | 32.489 | 947 |
| | (0.0060) (0.0104) (0.0079) (0.0248) | | (0.574) ^① | (0.380) | (0.115) | |
| | [4.52] [84.56] [-0.907] [16.80] | | | | | |
| TGARCH(1,1) | $h_t = 0.1064 + 0.7074 \cdot h_{t-1} + 0.1985 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + 0.0546 \cdot s_{t-1}^- \cdot \varepsilon_{t-1}^2$ | | | | | |
| | | -6775 | 6.75 | 14.783 | 36.127 | 928 |
| | (0.0116) (0.0195) (0.0206) (0.0219) | | (0.344) | (0.254) | (0.053) | |
| | [9.17] [36.27] [9.63] [2.49] | | | | | |
| AGARCH(1,1) | $h_t = 0.1061 + 0.7030 \cdot h_{t-1} + 0.2323(\varepsilon_{t-1} + 0.0100)^2$ | | | | | |
| | | -6778 | 5.456 | 13.448 | 34.298 | 922 |
| | (0.0118) (0.0198) (0.0186) (0.0112) | | (0.487) | (0.338) | (0.080) | |
| | [8.951] [35.460] [12.456] [0.888] | | | | | |

주) ()안은 표준오차, []안은 t-통계량, ①의 ()안은 χ^2 통계량의 p-value

<표 3-5> 조건부 분산 추정치의 기술통계량

| | 평균 | 표준편차 | 최저치 | 최고치 | 왜도 | 첨도 |
|-----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| ε^2 | 1.2913 | 2.9706 | 0.0000 | 77.053 | 8.47 | 144.63 |
| GARCH | 1.3662 | 1.3070 | 0.3718 | 20.701 | 4.263 | 35.48 |
| EGARCH | 1.3313 | 1.6134 | 0.1976 | 74.226 | 23.980 | 971.83 |
| TGARCH | 1.3534 | 1.2855 | 0.3770 | 19.977 | 4.470 | 39.43 |
| AGARCH | 1.3677 | 1.3115 | 0.3716 | 20.812 | 4.266 | 35.53 |

(2) 정보반응곡선

<표 3-5>에는 각 모형의 조건부 분산 추정치 h_t 의 기술통계량을 보여주고 있다. 변동범위를 보면, 4개의 모형 가운데 EGARCH 모형이 제일 큰 범위를 모여 주고 있다. (최저치 0.1976, 최고 74.226). 그러나 EGARCH 모형을 포함한 모든 이분산 모형이 ε_t^2 의 표준편차보다는 크지 않음을 알 수 있다. 이러한 사실은 조건부 분산의 측면에서 각 모형이 적합하다는 것을 의미한다. 왜냐하면 조건부 분산의 무조건 분산이 잔차자승 ε_t^2 의 무조건부 분산보다는 클 수가 없기 때문이다.³⁾

조건부 이분산 모형을 무조건부 분산개념을 도입하여 이루어진 정보반응곡선(news impact curve)를 비교하기 위하여 무조건부 분산을 ε_t^2 의 평균인 1.2913 ($h_{t-1} = \sigma^2 = 1.2913$)으로 하여 ε_{t-1} 의 변화수준에 따라 4개의 조건부 이분산 모형

3) 다음과 같이 간단히 증명할 수 있다. $\varepsilon_t^2 = h_t + (\varepsilon_t^2 - h_t)$. 여기서, $h_t = E_{t-1}(\varepsilon_t^2)$ 이므로 $Var(\varepsilon_t^2) = var(h_t) + var(\varepsilon_t^2 - h_t)$. 따라서 모형설정이 올바르게 무조건부 분산이 존재한다면, $Var(\varepsilon_t^2) \geq Var(h_t)$ 가 되어야 한다.

의 변동성 수준을 계산하였다. 그 결과가 <표 3-6>에 제시되어 있다. ε_{t-1} 의 변화가 낙폭이 작을 때는 예컨대 ε_{t-1} 이 -2.5에서 2.5 사이를 움직일 때에는 4개의 조건부 이분산 모형의 조건부 분산 h_t 의 차이가 그다지 크지 않다. 그러나 ε_{t-1} 의 변동폭이 커지면 조건부 분산 h_t 의 차이는 크게 차이가 난다는 것을 알 수 있다. 즉 ε_{t-1} 이 -10일 때 GARCH 모형의 조건부 이분산 h_t 는 24.125 임에 반하여 EGARCH 모형의 조건부 이분산 h_t 는 38.641로 훨씬 큰 값을 보여주고 있다. 이러한 현상을 [그림 5]에서 보면 더욱 확연히 알 수 있다.

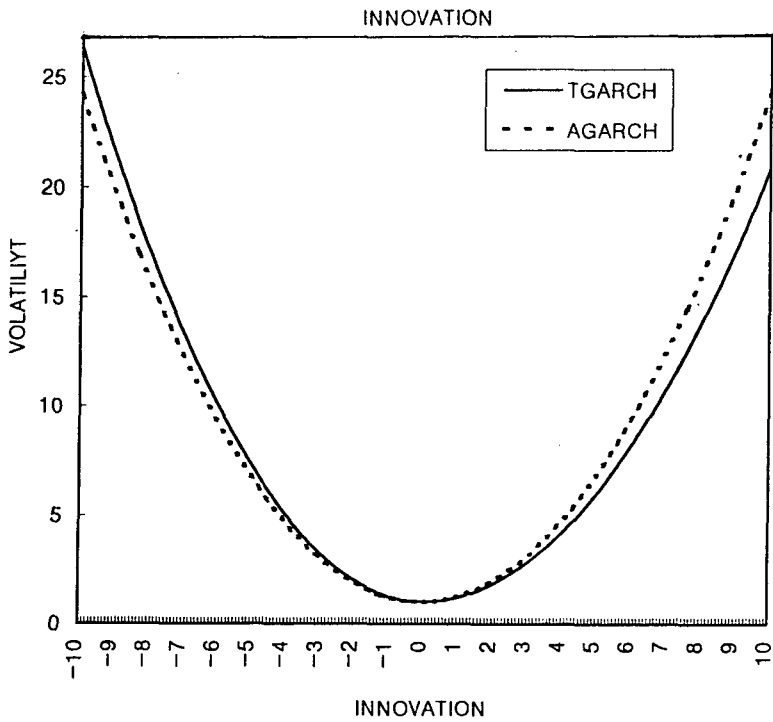
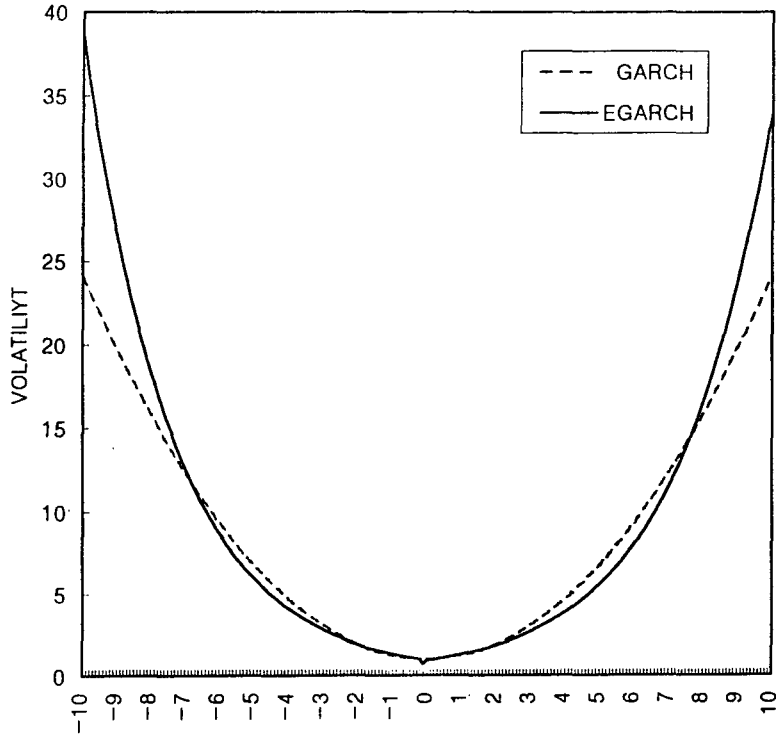
<표 3-6> 정보 반응 곡선표

| ε_{t-1} | GARCH h_t | EGARCH h_t | TGARCH h_t | AGARCH h_t |
|---------------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| -10.0 | 24.125 | 38.641 | 26.330 | 24.197 |
| -5.0 | 6.792 | 5.974 | 7.347 | 6.798 |
| -2.5 | 2.459 | 2.349 | 2.602 | 2.454 |
| -2.0 | 1.939 | 1.949 | 2.032 | 1.934 |
| -1.0 | 1.246 | 1.342 | 1.273 | 1.242 |
| -0.5 | 1.073 | 1.113 | 1.083 | 1.070 |
| 0.0 | 1.015 | 0.924 | 1.020 | 1.014 |
| 0.5 | 1.073 | 1.106 | 1.069 | 1.074 |
| 1.0 | 1.246 | 1.325 | 1.218 | 1.251 |
| 2.0 | 1.939 | 1.900 | 1.814 | 1.952 |
| 2.5 | 2.459 | 2.276 | 2.260 | 2.477 |
| 5.0 | 6.792 | 5.607 | 5.982 | 6.845 |
| 10.0 | 24.125 | 34.042 | 20.870 | 24.290 |

그림에서 GARCH 모형은 ε_{t-1} 이 0 을 중심으로 대칭을 이루고 있지만 EGARCH 모형의 ε_{t-1} 이 음수(-)로 갈수록 더 높은 변동성을 보여주고 있다. 또 점선으로 표시된 AGARCH 모형은 <표 3-4>에서 비대칭성을 나타내는 계수가 작고 유의적이지 못함에 따라 거의 대칭적 모습을 보여주고 있다. 반면에 TGARCH 모형은 ε_{t-1} 이 음수로 갈수록 더 높은 변동성을 보여주고 있다. 이러한 차이는 <표 3-4>에서 γ 계수로 인하여 TGARCH 모형의 2차형태의 함수에서 꼭지점의 위치가 ε_{t-1} 의 축에서 0 보다 오른쪽에 와 있음을 의미한다.

그러나 전반적으로 볼 때 변동성의 정보비대칭반응효과가 한국증권시장에서는 그다지 크지않은 것으로 보인다. 그것은 EGARCH 모형의 정보비대칭을 나타내는 $\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ 의 파라메타와 AGARCH 모형의 괄호자승 안의 파라메타가 유의적이지 못하였으며, 비록 TGARCH 모형의 $S_{t-1}^{-1} \cdot \varepsilon_{t-1}^2$ 의 파라메타가 통계적으로 유의적이긴 하지만 그 절대값이 매우 작았다.

[그림 3-1] 정보반응곡선



IV. 결 론

본 연구는 한국증권시장에서 변동성의 정보비대칭효과를 조건부 이분산모형을 이용하여 검증하고자 하였다. 검증방법으로는 Engle과 Ng (1993)의 연구에 기초하여 정보반응곡선(News impact curve)으로 분석하였다. 분석자료로 1980년 부터 1995년 까지의 한국종합주가지수, 일별초과수익률자료를 사용하였다. 정보반응곡선에 이용한 모형은 GARCH 모형, EGARCH 모형, TGARCH 모형, AGARCH 모형 등 4개의 조건부 이분산 모형이다.

무조건 분산을 이용한 정보반응곡선의 함수형태로 보면, 분산의 정보반응에 있어서 GARCH 모형은 대칭적으로 반응하며 나머지 조건부 이분산 모형인 EGARCH 모형, TGARCH 모형, 그리고 AGARCH 모형은 비대칭적으로 반응하는 모형임을 알 수 있었다.

실증분석결과 정보반응곡선을 통하여 악재(bad news)정보에 따라 예측하지 못한 주식수익률의 하락이 호재(good news)에 따른 예측하지 못한 주식수익률의 상승보다 더 큰 변동성을 발견할 수 있었다. 그러나 비대칭성의 크기는 그다지 큰 것으로 보이지 않았다. 모형적합성 검정에서도 4개의 조건부 이분산 모형은 모두 적합한 것으로 보인다. 그중에서도 EGARCH 모형과 TGARCH 모형이 상대적으로 주가에측력이 뛰어나 보인다. 그러나 변동성의 정보 비대칭반응을 통계적으로 유의적인 것으로 확인한 모형은 TGARCH 모형 뿐이었다.

参 考 文 献

<國內文獻>

- 구맹희, 『투자론』, 법문사, (1996).
- 구맹희 · 이운선, “EGARCH 모형을 이용한 주식수익률의 변동성 연구,” 『재무관리 연구』 제20권 제2호 (한국재무관리학회), (1995), 95-120.
- 국찬표 · 구본열, 『현대재무론』, 비봉출판사, (1994).
- 배재봉, “한국주식수익률의 비선형동태적 특성에 관한 연구,” 성균관대학교 대학원, 경영학과 박사학위논문, (1994).
- 신재정 · 정범석, “주식 수익률 분산의 시간변동성에 관한 연구,” 『재무관리연구』 제10권 제2호 (한국재무관리학회), (1992), 260-301.
- 조 담, “주식수익율의 조건부 이분산성에 관한 연구,” 『재무연구』 제7호 (한국재무학회), (1994), 5-36.
- 허 화, 『증권투자론』, 삼영사, (1996).

<國外文獻>

- Akgraray, V., "Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Ence and Forecasts," *Journal of Business* 62, (1989), 55-80.
- Black, F., "Studies of stock Market Volatility changes," *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, (1976), 177-181.
- Backus, D. K. and A. W. Gregory, "Theoretical Relations between Risk Premiums and Conditional Variances," *Journal of Business & Economic Statistics*, 11, (1993), 177-185
- Baillie, R. T. and R. P. DeGennaro, "Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial an Quantitative Analysis* 25, (1990), 203-214.
- Bera, A. K. and C. M. Jarque, "Model Specification Tests: A Simultaneous

- Approach," *Journal of Econometrics* 20, (1982), 59-82.
- Bera, A. K. and M. L. Higgins,** "A Survey of ARCH Models: Properties, Estimation and Testing," *Working Paper*, University of Illinois Urbana-Champaign, (1992).
- Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall and J. A. Hausman,** "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, 4, (1974), 653-665.
- Bollerslev, T.,** "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics* 31, (1989), 307-327.
- Bollerslev, T., R. F. Engle and J. M. Wooldridge,** "A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances," *Journal of Political Economy* 96, (1988), 116-131.
- Bollerslev, T., R. Y. Chou and K. F. Kroner,** "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics* 52, (1992), 5-60.
- Box, G. E. P. and G. M. Jenkins,** *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Revised Edition, (1976).
- Campbell, J. Y. and L. Hentschel,** "No News is Good News : An Aymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 31, (1992), 281-318.
- Campbell, John, Y.,** "Stock Returns and The Term Structure", *Journal of Financial Economics* 18, (1987), 373-399.
- Cheung, Y. W. and L. K. Ng,** "Stock Price Dynamics and Firm Size," *Journal of Finance* 5, (1992), 1985-1997.
- Christie, A. A.,** "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects," *Journal of Financial Economics* 10,

(1982), 407-432.

Cragg, J., "Estimation and Testing in Time Series Regression Model with Heteroscedastic Disturbances," *Journal of Econometrics* 20, (1982), 135-157.

Engle, R. F., "autoregressive Conditional Heteroskedsticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica* 50, (1982), 987-1007.

Engle, R. F. and V. K. Ng, "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, (1991), 1749-1778.

Engle, R. F., D. Lillen and R. P. Robins, "Estimating Time Varying Risk Premia in the term structure: The ARCH-M Model," *Econometrica* 55, (1987), 391-407.

French, K.. R., G. W. Schwert and R. F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Finance* 45, (1987), 479-496.

French, K.. R., "Stock Returns and the Weekend Effect," *Journal of Financial Economics* 8, (1980), 55-69.

Glosten, L. R., R. Jagannathan and D. 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.

Green, W. H., "Econometric Analysis," *Second edition, Prentice Hall*, (1994).

Kaul, G. and H. N. Seyhun, "Relative Price Variability, real Shocks, and the Stock Market," *Journal of Finance* 45, (1990), 479-496.

Lo, A. W. and Mackinlay, "Stock Market Price Do Not Follow Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test," *The Review of Financial Studies* 1, (1988), 41-66.

Mandelbrot, B., "The Variation of Certain Speculative Prices," *Journal of Business* 36, (1963), 394-419.

Merton, R. C., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica* 41.

41, (1973), 876-888.

Merton, R. C., "On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation," *Journal of Financial Economics* 8, 8, (1980), 323-361.

Nelson, D. B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica* 59, (1991), 267-290.

Pagan, A. R. and G. W. Schwert, "Alternative Models for Conditional Stock Volatility," *Journal of Econometrics* 45, (1990), 267-290.

Peters, E., "A Chaotic Attractor for the S&P 500," *Financial Analysts Journal*, (1991).

Pindyck, R. S., "Risk inflation, and the Stock market," *American Economic Review* 74, (1984), 335-351.

Poterba, J. M. and L. H. Summers, "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations," *American Economic Review* 76, (1986), 1142-1151.

Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Change over Time," *Journal of Finance* 44, (1989), 1115-1154.

Scholes. M. and J. Williams, "Estimating Betas from Nonsynchronous Data," *Journal of Financial Economics* 5, (1977), 309-327.

Schwert, G. W. and P. J. Seguin, "Heteroskedasticity in Stock Returns," *Journal of Finance* 45, (1990), 1129-1155.

Sentanna, E. and S. Wadhvani, "Feedback Traders & Stock Return Autocorrelations," *The Economic Journal* 102, (1992), 415-420.

Shiller, Robert J., "Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *American Economic Review* 71, (1981), 421-436.