

# 한국주식시장의 시장상황별 비대칭적 변동성에 관한 실증연구

오현탁\* · 이헌상\*\* · 이치송\*\*\*

## 〈요 약〉

본 논문은 시장상황별 주식시장의 제 현상이 상이하다는 점을 고려하여 한국주식시장에서 시장 상승기(bull market)와 시장 하락기(bear market)에 대한 주식수익률 분포의 특성을 파악하고, 음의 수익률충격에 대한 비대칭적 변동성과 시장이상현상들 중 하나인 요일효과를 시장 상황별로 실증분석하였다.

본 논문에 사용된 자료는 1990년 1월 3일부터 1997년 3월 31일 동안의 한국종합주가지수 및 자본금 규모별로 대형주지수, 중형주지수, 소형주지수의 명목수익률로 전환된 일별자료이다. 시장상황별 분석을 위하여 시장 상승기와 하락기에 따라 3기의 하위기간으로 구분하여 분석하였다. 분석에 사용된 모형은 EGARCH모형과 수정된 GARCH모형인 GJR모형이다.

분석결과 시장하락기인 하부기간1과 하부기간3에서 음의 수익률충격에 대한 비대칭적 변동성이 강하게 나타나지만 시장상승기인 2기간에는 비대칭적 변동성반응이 나타나지 않았다. 이는 주식시장이 상승국면일 때보다는 하락국면일 때 나쁜 뉴스에 대해 훨씬 민감하게 반응하는 결과이다. 또한 한국주식시장에서 월요일의 수익률이 시장하락기에 음의 수익률을 보이지만 통계적 유의성은 없었으며, 반면에 시장이 상승기인 하부기간2에서는 월요일과 수요일에 통계적 유의성이 매우 큰 양의 값을 나타냈다.

## I. 서 론

위험과 수익 사이의 상충관계가 핵심적인 개념이 되는 금융자산의 가치평가에 있어서 변동성(volatility)은 오랫동안 재무론의 중요한 주제였으며 금융자산 수익률의 위험에 대한 추정치로써 수익률의 변화과정을 설명해주는 중요한 요인변수이다. 금융자산의 가치평가는 분석 기간동안에 위험과 수익 사이의 상충관계를 조사하는 것이며 이러한 위험과 수익 사이의 다기간 동적 관계는 Fama & Schwert(1977), French, Schwert,

\* 전북대학교 경영학부 교수

\*\* 전북대학교 경영학부 부교수

\*\*\* 전북대학교 경영학부 강사

& Stambaugh(1987), Campbell & Hentschel(1992), Nelson(1991), Chan, Karolyi, & Stulz(1992) 등에 의해서 연구가 확장되어 왔다.

그러나 금융자산수익률의 시계열에 자기상관(autocorrelation)이 존재하고, 금융자산 수익률의 변동이 밀집되어(volatility clustering) 나타나는 등 변동성이 시간가변적(time varying)이라는 사실의 발견은[French, Schwert & Stambaugh(1987) 등] 금융자산수익률의 확률분포의 분산이 동분산(homoskedasticity)이 아닌 이분산(heteroskedasticity)이라는 증거를 나타내는 것으로써, 과거의 자본자산가격결정모형들에서 주식수익률이 독립적이고 동일한 분포(independently and identically distributed; i.i.d.)를 갖는다는 가정과도 위배되는 것이며, 이러한 가정에 기초를 둔 기존의 모형들은 수익률과 위험을 예측함에 있어 편의(bias)를 갖게 된다. 따라서 수익률의 변동성에 영향을 미치는 이용가능한 모든 정보를 반영한 시간가변적인 변동성의 추정이 요구되었다.

또한 변동성의 중요한 현상들 중의 하나로써 레버리지효과로 알려진 비대칭적 변동성(asymmetric volatility)에 대한 연구가 활발히 진행되었다[Black(1976), Christie(1982), Schwert(1989), Nelson(1991), Campbell & Hentschel(1992), Glosten, Jagannathan & Runkle(1993) 등]. 비대칭적 변동성이란 주식시장이 동일한 크기의 양의 수익률충격 보다 음의 수익률충격에 더 큰 변동성으로 반응한다는 것을 의미한다. 따라서 변동성과정의 이러한 비대칭성을 포착하기 위하여 몇몇 비선형 GARCH모형들을 이용한 조건부 분산방정식에 수익률충격의 부호효과를 결합하는 방법이 시도되어 왔다. 최근 한국 주식시장을 대상으로 한 비대칭적 변동성에 대한 연구로는 수정된 EGARCH모형을 이용한 구맹희·이윤선(1998)의 연구 등이 있다.

제한적이지만 비대칭적 변동성에 관한 기존 연구들의 고찰을 고려할 때, 특히 한국 주식시장에 대한 연구에서는 비대칭적 변동성에 대한 일관적인 강한 증거를 찾아볼 수가 없었다. 이러한 이유는 음의 수익률충격에 대한 시장상황별 반응이 고려되지 않았기 때문이었다. 특히 90년 이전까지는 한국 주식시장이 계속적으로 상승추세를 보이는 기간으로써 음의 수익률충격에 대한 비대칭적 반응이 뚜렷하지 않았다.

따라서 본 연구에서는 시장상승기와 하락기의 주추세가 분명히 구분되는 90년 이후의 자료를 대상으로 음의 수익률충격에 대한 비대칭적 변동성반응과 요일효과를 시장이 호황기일 때와 불황기일 때로 구분하여 분석하였다. 이러한 기간구분에 의한 분석 방법은 시장상황별로 주식시장의 제특성이 상이함을 보여줄 것으로 기대된다.

## II. 선행연구

주식시장에 충격이 주어졌을 때 주가수익률의 비대칭적 변동성은 주가시계열의 변화에서 관측되는 현상들 중 하나이다. 많은 실증연구들이 음의 가격충격이 주식수익률에 상대적으로 더 큰 변동성을 야기한다는 것을 보여 주었다. 즉, 투자자들은 좋은 뉴스(good news) 보다는 나쁜 뉴스(bad news)에 더 민감하게 반응하기 때문에 나쁜 뉴스에 대한 반응에 변동성이 더 크다는 것이다. 즉, 변동성은 수익률충격의 크기뿐만 아니라 그 부호와도 관련되어 있다.

주가변화와 변동성 반응에서 강한 음의 상관관계에 대한 한가지 적절한 이론적 설명은 Black(1976)에 의해서 제의된 레버리지 효과이다. 레버리지 효과란 주가의 하락이 기업의 부채에 대한 자기자본의 가치를 감소시키기 때문에 주가의 하락은 기업의 레버리지를 증가시키고 따라서 자기자본의 위험이 증가하며, 이는 미래 변동성을 증가시킨다는 것이다. 그러나 Christie(1982)는 이자율과 변동성사이의 강한 양의 관계를 발견하고 주가의 하락이 이자율의 증가에 기인할 때, 이자율의 증가가 채권가격을 감소시키기 때문에 레버리지 효과는 사라진다고 주장하였다. 따라서 주가하락에 기인하는 레버리지의 증가는 채권가격의 하락으로 상쇄된다는 것이다. 또한 Schwert(1989)도 주가가 채권가격보다 상대적으로 더 하락하거나 기업이 과도한 채권을 발행하면 주식수익률의 변동성은 증가한다고 하였으나 레버리지 효과만으로는 비대칭적 변동성 반응을 완전히 설명하기에 충분하지 않다고 주장하였다.

Nelson(1991)은 수익률과 조건부 분산의 변화 사이에 비대칭적 관계를 나타내는 계수가 유의적인 부의 상관성을 갖는다는 것을 보였다. 따라서 예기치 않은 수익률이 음일 때에는 변동성은 올라가고 양일 때에는 떨어진다고 하여 레버리지효과가 강하게 나타남을 보였다.

그러나 Campbell & Hentschel(1992)은 가격하락과 변동성간의 상관관계를 미래 기대 변동성인 조건부 변동성과 요구수익률 사이의 변동성 피드백으로 설명하였다. 그들은 변동성 균집화에 기인하여 미래 배당이나 미래 현금흐름에 대한 좋건 나쁘건 중요한 뉴스가 미래 기대 변동성을 증가시킬 것이고, 이는 요구수익률의 증가와 주가의 하락을 가져온다고 주장하였다. 이러한 변동성 피드백 효과는 좋은 뉴스에 대한 양의 효과를 완화시킬 뿐만 아니라 나쁜 뉴스에 대한 음의 효과를 확대시킨다고 하였다. 따라서 나쁜 뉴스는 변동성 피드백 효과에 기인하여 높은 변동성을 야기하며 변동성 피드

백은 주식가격의 움직임이 미래 변동성과 상관되어 있다고 주장하였다.

한편, Glosten, Jagannathan & Runkle(1993)은 변동성의 계절적 패턴과 조건부 변동성에 상이한 영향을 미치는 수익률에 대한 양과 음의 충격 그리고 조건부 변동성을 예측하기 위한 명목이자율을 적용한 수정된 GARCH-M모형을 이용하여 월별수익률의 조건부 분산과 조건부 기대수익률 사이에 음의 관계가 있다는 증거를 발견했다. 또한 수정된 GARCH-M모형을 이용하여 월별 조건부 변동성이 생각했던 것만큼 지속적이지 않을 수 있다는 것을 보였다. 양의 수익률 충격은 조건부 변동성을 감소시키는 반면 음의 수익률충격은 조건부 변동성을 증가시키는 결과를 보였다. 그들은 비대칭적 변동성 반응은 미래 기대현금흐름의 분산에 대한 가격변화의 위험이 조정되지 않았기 때문에 기인하는 것이라고 주장하였다. 즉, 일정한 할인율이 주어졌을 때 배당이나 수익에 대한 나쁜 뉴스로 인해서 미래 기대 현금흐름의 예기치 않은 감소에 의해 음의 가격변화가 야기된다고 가정할 수 있다. 그런데 현금흐름의 기대가 변하였을 때 미래 현금흐름 위험에 대한 비례적 조정에 의해 추가하락이 발생하지 않는다면, 주가에 대한 미래 현금흐름의 분산은 증가할 것이고, 따라서 미래 수익률을 더 변동적으로 만든다는 것이다.

최근 한국시장을 대상으로 한 구맹희·이윤선(1998)의 연구에서는 1992년부터 1996년까지 71개의 표본기업의 일별 명목수익률을 이용한 변동성에 대한 레버리지효과를 분석하였다. 분석결과 변동성의 주가탄력성계수가 음의 값을 보이지만 통계적으로 유의적이지 않은 결과를 보였다.

### Ⅲ. 자료와 연구방법

#### 1. 자료선택과 분석기간

본 논문은 한국 주식시장에서 시장 상승기(bull market)와 시장 하락기(bear market)에 대한 주식수익률 분포의 특성을 파악하고, 시간가변 조건부 변동성의 존재와 음의 수익률충격에 대한 변동성의 비대칭적 반응, 그리고 시장이상현상들 중 하나인 요일효과 등을 분석한다. 분석에 사용된 자료는 1990년 1월 3일부터 외환위기가 있기 전인 1997년 3월 31일 기간동안의 한국 종합주가지수 및 자본금 규모별로 대형주지수, 중형

주지수, 소형주지수의 명목수익률로 전환된 일별 수익률자료가 각각 2127개 사용되었다. 그리고 기간별 분석을 위하여 3기의 하위기간으로 구분하여 분석하였다. 기간구분은 시장의 상승기(bull market)와 하락기(bear market)에 따른 주가지수 수익률의 구조 변화와 시장상황별 요일효과의 영향을 고려하여 구분되었다.<sup>1)</sup> 하부기간1(1990.1.3~1992.8.17)과 하부기간3(1994.11.10~1997.3.31)은 하락기, 하부기간2(1992.8.18~1994.11.9)은 상승기이다.

## 2. 분석방법

많은 실증연구들이 음의 가격충격이 주식수익률에 상대적으로 더 큰 변동성을 야기한다는 비대칭적 변동성(asymmetry volatility)을 보여 주었다. 즉, 투자자들은 좋은 뉴스(good news)보다는 나쁜 뉴스(bad news)에 더 민감하게 반응한다. 그래서 나쁜 뉴스에 대한 반응에 변동성이 더 크다는 것이다.

본 연구에서는 한국주식시장의 비대칭적 변동성(asymmetry volatility)을 확인하기 위하여 AR-EGARCH-M모형과 AR-GJR-M모형을 사용하였다.

Glosten, Jagannathan & Runkle(1993)은 비대칭적 변동성을 포착하기 위하여 수정된 GARCH 모형을 제안하였는데 GJR모형은 표준 GARCH모형에 음의 수익률 충격에 대한 변동성의 비대칭성을 포착할 수 있도록 지시변수 I항이 추가된 모형이다. 본 연구에서는 GJR(1993)이 제안한 수정된 GARCH 모형을 이용하여 조건부 변동성과 기대수익률을 식 (1)과 같은 AR-GJR(1,1)-M 모형으로 추정하였다.

$$\begin{aligned}
 R_t &= a_0 + \sum a_i R_{t-i} + \sum b_i D_i + \lambda \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \\
 \varepsilon_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\
 h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \theta \varepsilon_{t-1} I
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

분산 방정식의 I는 지시변수로서  $\varepsilon_{t-1} < 0$  이면 1이고, 그렇지 않으면 영의 값을 갖는다. 따라서 음의 수익률충격에 대한 비대칭적 효과는 음의 수익률 추적이 현재의 변동

1) 증권시장의 주가의 움직임은 단기추세, 중기추세, 주추세 등 세 가지 추세로 구분할 수 있는데 주추세는 주가가 1년 이상 일정한 추세를 따라 적어도 20% 이상 계속적으로 상승하거나 하락할 때 형성되는 장기 추세를 말한다. 90년 이전까지 우리나라 증권시장은 계속적인 상승추세를 보였기 때문에 주추세의 순환 과정을 특징짓기가 어려웠으나 미국에서는 평균적으로 3년기간으로 반복되는 것으로 알려져 있다. 그러나 본 연구의 분석기간에서는 약 2년 6개월 기간으로 반복되는 것을 확인할 수 있다. 하부기간의 각 기간 초와 말의 종합주가지수는 하부기간1이 908.59-462.14, 하부기간2가 464.59-1138.39, 하부기간3이 1126.87-677.34이다.

성을 증가시킨다는 것을 의미하는  $\theta > 0$  이라는 가설로 검증된다. 만약  $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 이면 즉, 양의 수익률충격이 있으면  $\varepsilon_{t-1}^2$ 에 대한  $h_t$ 의 편미분은  $\alpha_1$ 이고 양의 수익률충격은 현재의 변동성을 감소시킨다. 만약  $\varepsilon_{t-1} < 0$ 이면 즉, 음의 수익률 충격이면 편미분은  $\alpha_1 + \theta$ 이고,  $\alpha_1 + \theta > \alpha_1$ 이기 때문에 음의 수익률충격은 현재의 변동성을 증가시킨다.

식 (2)는 조건부 이분산과 평균수익률을 동시 추정하기 위한 AR-EGARCH (1,1)-M 모형이다.

$$\begin{aligned}
 R_t &= a_0 + \sum a_i R_{t-i} + \sum b_i D_i + \lambda \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \\
 \varepsilon_t &| \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \\
 \ln(h_t) &= \alpha_0 + \alpha_1 g(z_{t-1}) + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \\
 g(z_t) &= \theta z_t + \gamma [ |z_t| - E|z_t| ] \\
 z_t &= \varepsilon_t / \sqrt{h_t}
 \end{aligned} \tag{2}$$

여기서  $g(z_t)$  값은 추가수익률과 변동성 사이의 비대칭적 관계를 수용하기 위한  $z_t$ 의 크기와 부호에 대한 함수이다.  $\gamma [ |z_t| - E|z_t| ]$  항은 조건부 분산의 표준화된 잔차의 크기효과를 나타내며,  $\theta z_t$ 는 부호효과를 나타낸다. 크기효과는 변동성 군집화를 포착하는 것으로 간주될 수 있고, 부호효과는 변동성에 대한 수익률 충격의 비대칭적 효과를 포착하는 것으로 간주될 수 있다.

크기항이 어떻게 변동성 군집화를 포착할 수 있는가를 알아보기 위해서  $\theta = 0$ 로 가정하고,  $\gamma$ 가 양의 값이면  $|z_t|$ 가  $E|z_t|$ 보다 더 작을 때 조건부 분산이 하락하는 경향이 있다는 것을 의미하고,  $|z_t|$ 이  $E|z_t|$ 보다 더 클 때 조건부 분산은 상승하는 경향이 있다는 것을 의미한다. 즉, 크거나 작은 가격변화 뒤에 크거나 작은 가격변화가 뒤따르는 경향이 있다는 것으로 바로 변동성 군집화 현상을 나타내는 것이다.

부호효과와 관련해서 만약  $\gamma = 0$ 이고  $\theta < 0$ 이면, 표준화된 잔차  $z_t$ 가 양 혹은 음의 값을 가질 때 조건부 분산은 하락 또는 상승하는 경향이 있다. 그러므로 부호 효과에 대한  $\theta < 0$ 는 추가의 상승과 하락에 대한 조건부 분산의 상이한 반응을 포착함으로써 비대칭적 효과를 모형화 한 것이다.

이들 모형에 대한 추정은 최우추정법(MLE : maximum likelihood estimation)을 사용하였고,<sup>2)</sup> 로그 우도함수값을 최대화하는 수렴기준에 도달하기 위한 반복추정의 알고

2) 고전적 선형회귀모형의 제 가정이 충족될 경우에만 OLS추정량은 Gauss-Markov정리에 의해 BLUE(best

리즘은 Broyden, Fletcher, Goldfarb & Shanno의 BFGS 알고리즘을 사용하였다.

최우법(MLE)으로 추정된 모형에 대한 진단은 우도비율(LR : likelihood ratio)검증을 사용하였다. 우도비율통계량은 다음과 같다.

$$LR = 2(ULLF - RLLF) \sim \chi^2_{(k)}$$

여기서, ULLF : 비제약된 모형하에서 최우추정된 로그우도함수값

RLLF : 제약된 모형하에서 최우추정된 로그우도함수값

k : 제약된 모수의 수

표본의 크기가 대표본일 경우 우도비율(LR) 검정통계량은 귀무가설하의 제약된 모수의 수와 동일한 자유도를 갖는  $\chi^2$ 분포를 따른다.

## IV. 실증분석

### 1. 기술통계분석

<표 4-1>는 지수별 수익률 시리즈의 기술통계량이다. 전체 분석기간동안 종합주가 지수와 대형주지수는 음의 수익률을 중형주와 소형주지수는 양의수익률을 나타내지만 통계적 유의성은 없다. 주가 하락기인 하부기간1과 하부기간3의 비조건부 평균수익률이 하부기간3의 대형주지수 수익률을 제외하고 통계적 유의성은 없지만 유의수준 20% 이내에서 전체적으로 음의 수익률을 보인다. 반면 3기간 소형주 수익률은 양의 값을 나타냈다. 시장 상승기인 하부기간2에서는 모든 지수의 비조건부 평균수익률이 유의수준 1%내에서 유의적인 양의 초과수익률을 나타내고 있다. 또한 시장 상승기보다는 시장 하락기에 대형주지수 수익률보다 소형주지수 수익률의 평균이 높게 나타났다.

비조건부 분산의 경우 하부기간1과 하부기간2의 대형주지수 수익률의 분산이 다른 지수 수익률에 비하여 가장 크다. 또한 종합주가지수와 대형주의 분산은 기간별로 감소하는 경향이 뚜렷하며, 하부기간3의 소형주와 중형주 분산은 하부기간1에 비하여 오

---

linear unbiased estimator)가 되지만, 이분산이 존재하는 경우 점근적 효율성을 상실하게 된다. 그 결과 추정치들의 분산이 과소평가됨으로써 t-value가 과대평가되어 통계적 유의성이 과대평가될 가능성이 있다. 그러나 최우추정법(MLE)은 대표본의 경우 선형·비선형 모형에서 불편추정치와 최소분산을 갖는 추정치를 얻을 수 있다.

히려 증가하였고, 하부기간3의 소형주와 중형주의 분산이 종합주가지수와 대형주의 분산보다 크다는 것을 확인할 수 있다. 따라서 대형주의 평균변동성은 감소하는 반면 소형주의 평균변동성은 완만히 증가하고 있음을 알 수 있다.<sup>3)</sup>

왜도(skewness)<sup>4)</sup>와 첨도(kurtosis)는 수익률시리즈의 분포형태를 평가하기 위하여 사용된다. 만약 수익률분포가 정규분포와 같은 대칭적 분포라면 왜도는 영이고 첨도는 3이 된다. <표 4-1>에 나타난 왜도를 보면 하부기간3의 소형주 수익률을 제외한 전체 모든 수익률에서 양의 왜도값을 나타낸다. 첨도의 경우 모든 지수별 수익률 분포가 모두 첨도 3을 초과(excess kurtosis)<sup>5)</sup>하고 있어 한국 주식시장의 수익률 시리즈 분포가 두꺼운 꼬리(fat tail)를 갖고 비대칭형의 leptokurtic 분포라는 사실을 알 수 있다<sup>6)</sup>

<표 4-1>의 J-B는 수익률분포의 정규성을 검증하는 Jarque-Bera검정통계량으로써<sup>7)</sup> 수익률 및 잔차에 대한 왜도와 첨도를 동시에 고려하여 수익률분포를 정규분포와 비교검정하는 결합검정으로  $\chi^2_{(2)}$  분포를 이용한다. 하부기간2의 소형주 수익률을 제외한 전체 기간의 모든 수익률에서 정규분포 가설을 기각하는 것으로 나타났다. 또한 하부기간1과 3의 J-B통계량이 하부기간2에 비하여 상대적으로 매우 커서 시장이 하락기 일 때 정규분포에서 더욱 이탈하는 leptokurtic 분포를 띤다는 사실을 알 수 있다.

3) 구맹희·이윤선(1995)은 80년에서 94년까지의 표본기간을 4기간으로 구분한 연구에서 3기(본 연구에서는 1기에 해당)의 분산이 4기(본 연구에서는 2기에 해당)의 분산보다 크게 나타나는 현상을 시장 하락기에 투자위험의 증가 때문에 기인하는 것으로 결론 지었다.

$$4) \text{ 왜도의 추정량은 다음과 같다. } S = \frac{\sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R}_t)^3}{\sigma^3}$$

왜도가 음의 값이면 왼쪽으로 긴 꼬리를 갖게 되며, 양의 값이면 오른쪽으로 긴 꼬리를 갖게 된다.

$$5) \text{ 초과첨도의 추정량은 다음과 같다. } K = \frac{\sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R}_t)^4}{\sigma^4} - 3$$

첨도의 값이 양수인 경우 정규분포보다 첨예한 정점을 보이며 꼬리부분이 두껍고 관찰값들이 많이 모여 있음(첨예분포, leptokurtic)을 나타내고, 음수의 경우 분포의 중심이 정규분포보다 상대적으로 낮고 분포가 비교적 좁게 퍼져 있음(평탄분포, platykurtic)을 나타낸다.

6) 한국 주식시장은 급격한 가격변동으로부터 시장을 보호하기 위하여 가격제한폭제도(price limit system)을 두고 있다. 그러나 가격제한폭제도는 매일의 주가 움직임을 제한하고 진정한 가격변화의 분포와 시장 메커니즘을 왜곡시키고 시장의 정보전달을 지연시킨다. 따라서 가격제한폭제도가 없는 다른 주식시장에 비하여 상대적으로 낮은 초과첨도는 수익률 시계열분포에 대한 가격제한폭의 영향을 반영하는 것이다.

7) Jarque-bera검정통계량은 다음과 같다.

$$T \cdot \left[ \frac{s^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24} \right] \sim \chi^2_{(2)}$$

여기서 T : 관측치수, s : 분포의 왜도, k : 분포의 첨도이다.



<표 4-1> 지수별 수익률에 대한 기술통계량

통계량 \ 기간	하부기간1	하부기간2	하부기간3
1. kospi			
평균(%)	-0.0776 (-1.492)	0.1448 (2.985 <sup>***</sup> )	-0.0639 (-1.513)
분산(%)	2.0829	1.5484	1.2493
왜도	0.6561	0.2581	0.3970
초과침도	1.5544	1.1610	1.1692
J-B	132.58	44.26	58.25
2. 대형주지수			
평균(%)	-0.0806 (-1.490)	0.1451 (2.853 <sup>***</sup> )	-0.0772 (-1.705 <sup>*</sup> )
분산(%)	2.2523	1.7019	1.4380
왜도	0.6137	0.2994	0.5941
초과침도	1.4157	1.100	1.8732
J-B	112.48	43.00	143.52
3. 중형주지수			
평균(%)	-0.0523 (-1.218)	0.1479 (3.470 <sup>***</sup> )	-0.0576 (-1.190)
분산(%)	1.4212	1.1962	1.6436
왜도	0.5659	0.0204	0.0147
초과침도	1.4946	0.8094	1.2571
J-B	112.62	18.00	46.11
4. 소형주지수			
평균(%)	-0.0381 (-0.920)	0.1445 (3.498 <sup>***</sup> )	0.0076 (0.160)
분산(%)	1.3180	1.1228	1.5907
왜도	0.6463	0.0193	-0.1461
초과침도	1.4897	0.3517	1.4509
J-B	124.64	3.43	63.88

주) ① ( ): t-value

② 초과침도: 실제침도에서 정규분포침도 3을 뺀 값

③ \*, \*\*, \*\*\*:  $H_0: \mu = 0$ 에 대한 한계유의수준, 10%, 5%, 1%

④ J-B: Jarque-Bera검정통계량. 5% 유의수준에서  $\chi^2_{(2)}$ 의 임계치는 5.99

⑤ 관측치수: 전체기간(2127개), 하부기간1(769개), 하부기간2(658개), 하부기간3(700개)

<표 4-2>는 요일별 지수수익률에 대한 기술통계량을 나타낸 것이다. 분석기간 동안 주중 요일효과를 살펴보면 세기간 모두 월요일에 상대적으로 큰 음과 양의 수익률을 나타내는 것을 알 수 있다. 즉, 시장 하락기인 하부기간1과 3에는 요일효과에 대해 일반적으로 알려진 사실대로 월요일에 통계적으로 유의적이지는 않지만 다른 요일 비해 상대적으로 큰 음의 수익률을 나타낸다. 반면, 한가지 특이한 결과는 시장 상승기간인

2기간에는 월요일에 통계적으로 매우 유의적인 양의 수익률을 나타낸다는 것이다. 이러한 사실은 일반적으로 호황기에 수익률 상승과 관련된 좋은 뉴스가 발표되고, 경기 하락시에는 수익률 하락과 관련된 나쁜 뉴스가 발표된다는 점을 고려할 때 설득력있는 결과라고 판단된다.<sup>8)</sup>

<표 4-2> 요일별 지수수익률에 대한 기술통계량

통계량	요일	월요일	화요일	수요일	목요일	금요일	토요일
하부기간1	kospi	-0.1890 (-1.349)	0.0484 (0.350)	-0.1417 (-1.143)	-0.1497 (-1.146)	0.1523 (1.221)	-0.1829 (-1.807*)
	대형주	-0.2076 (-1.451)	0.0542 (0.376)	-0.1547 (-1.183)	-0.1710 (-1.269)	0.1782 (1.364)	-0.1795 (-1.671*)
	중형주	-0.1544 (-1.302)	0.0287 (0.250)	-0.0417 (-0.412)	-0.0400 (-0.343)	0.0035 (0.034)	-0.1051 (-1.415)
	소형주	-0.1259 (-1.123)	-0.0092 (-0.082)	-0.0434 (-0.448)	-0.0132 (-0.117)	0.0131 (0.134)	-0.0468 (-0.637)
	kospi	0.3821 (2.498**)	-0.0099 (-0.107)	0.2919 (2.463**)	0.1314 (1.144)	-0.0042 (-0.037)	0.0782 (0.689)
하부기간2	대형주	0.3892 (2.434**)	-0.0066 (-0.069)	0.2963 (2.390**)	0.1241 (1.019)	-0.0057 (-0.049)	0.0741 (0.618)
	중형주	0.3495 (2.825***)	-0.0392 (-0.430)	0.2864 (2.575**)	0.1902 (1.982**)	0.0036 (0.046)	0.0992 (1.082)
	소형주	0.2610 (2.362**)	0.0108 (0.122)	0.2088 (1.953*)	0.1466 (1.569)	0.0577 (0.520)	0.1842 (1.926*)
	kospi	-0.1648 (-1.383)	-0.1723 (-1.586)	0.0990 (1.013)	-0.0440 (-0.401)	-0.0917 (-0.862)	-0.0107 (-0.147)
	대형주	-0.1398 (-1.146)	-0.1311 (-1.188)	0.0665 (0.612)	-0.0851 (-0.679)	-0.1239 (-1.110)	-0.0509 (-0.601)
하부기간3	중형주	-0.2000 (-1.473)	-0.2504 (-1.950*)	0.1626 (1.481)	0.0167 (0.140)	-0.0927 (-0.722)	0.0158 (0.1966)
	소형주	-0.1810 (-1.355)	-0.1938 (-1.529)	0.1824 (1.657)	0.0656 (0.589)	0.0749 (0.587)	0.0967 (1.178)

주) ① ( ): t-value

② \*, \*\*, \*\*\*:  $H_0: \mu = 0$ 에 대한 한계유의수준, 10%, 5%, 1%

8) Jaffe, Westerfield & Ma(1989), 장국현(1992), 그리고 Liano, Huang & Gup(1993)은 월요일의 음의 수익률은 전 주의 장세가 하락기일 경우에만 발견되고 상승기일 때는 월요일에 음의 수익률을 보이는 월요효과라는 사라진다는 연구결과를 제시 하였다.

토요일의 수익률은 시장 하락기간인 하부기간1에서 전체 종합주가지수와 대형주지수 수익률이 10% 유의수준에서 유의적인 음의 수익률을 보이고 중형주와 소형주는 유의적이지는 않지만 큰 음의 수익률을 나타내고 있다. 그러나 하부기간2와 3에서는 각각 유의적이지 않은 양과 음의 수익률을 나타내고 있다. 또한 시장 상승기인 하부기간2에서 수요일의 수익률이 통계적으로 매우 유의적인 양의 수익률을 나타내고 있다.

## 2. AR-GJR-M모형에 의한 분석

<표 4-3>은 시장 하락기인 하부기간1 모형에 대한 최우추정(MLE) 결과이다. 우도 비율(LR) 검증결과 유의수준 1%내에서 유의적으로 나타나 비제약된 모형의 계수값이 모두 영이라는 귀무가설이 기각되어 모형의 적합성이 인정된다.

<표 4-3> 하부기간1 AR-GJR(1,1)-M 모형의 최우추정과 진단

$$R_t = a_0 + \sum a_i R_{t-i} + \sum b_i D_i + \lambda \sqrt{h_t} + \varepsilon_t$$

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

$$h_t = a_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \theta \varepsilon_{t-1}^2 I$$

	KOSPI	대형	중형	소형
$a_0$		-0.255(-1.474)		
$a_1$	-0.011(-0.317)	-0.004(-0.113)	0.202(5.633***)	0.300(8.781***)
$a_2$	-0.054(-1.652*)	-0.063(-1.879*)	-0.080(-2.397**)	-0.029(-0.800)
$b_5$		0.209(1.981**)		
$\lambda$	-0.094(-2.906***)	0.073(0.546)	-0.067(-2.051**)	-0.046(-1.394)
$a_0$	0.277(4.787***)	0.313(5.166***)	0.113(4.102***)	0.079(3.546***)
$\alpha_1$	0.218(4.333***)	0.225(4.189***)	0.191(4.341***)	0.182(5.121***)
$\beta_1$	0.558(12.791***)	0.559(14.766***)	0.659(16.324***)	0.698(20.148***)
$\theta$	0.266(2.902***)	0.220(2.668***)	0.193(3.082***)	0.158(3.104***)
우도				
함수값	-580	-612	-413	-355
LR	164.348	153.868	149.374	155.956

주) ① ( ) : t-value

② \*, \*\*, \*\*\* :  $H_0 : \mu = 0$ 에 대한 한계유의수준, 10%, 5%, 1%

③ LR : likelihood ratio 검정통계량, 1% 유의수준에서  $\chi^2_{(4)}$ 의 임계치는 13.276이다.

시간가변 변동성을 나타내는  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$  계수값이 모든 지수수익률에 대하여 1%유의수준에서 유의적이다. 조건부 기대수익률과 조건부 변동성의 관계를 나타내는 예측된 변동성의 계수  $\lambda$ 는 대형주를 제외한 나머지 모형에서 모두 음의 값을 나타내며, 종합주

가지수와 증형주의 경우 각각 1%와 5% 유의수준에서 유의적인 음의 값을 보였다.<sup>9)</sup>

비대칭적 변동성에 대한  $\theta$ 계수값이 모든 수익률에 대하여 1% 유의수준에서 유의적이어서 시장 하락기에 나쁜 뉴스에 대한 변동성의 비대칭적 반응이 매우 강함을 알 수 있다.

<표 4-4> 하부기간2 AR-GJR(1,1)-M 모형의 최우추정과 진단

$$R_t = a_0 + \sum a_i R_{t-i} + \sum b_i D_i + \lambda \sqrt{h_t} + \varepsilon_t$$

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

$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \theta \varepsilon_{t-1}^2 I$$

	KOSPI	대형	중형	소형
$a_0$				0.362(2.504**)
$a_1$	0.085(1.9810**)	0.079(1.978**)	0.288(6.530***)	0.423(9.919***)
$a_2$	-0.086(-2.484**)	-0.081(-2.290**)	-0.132(-3.352***)	-0.165(-3.783***)
$a_3$	0.087(2.121**)	0.083(1.891*)	0.148(3.751***)	0.104(2.602***)
$b_1$	0.275(2.397**)	0.284(2.390**)	0.272(3.082***)	
$b_2$				-0.226(-3.229***)
$b_3$	0.167(1.552)	0.168(1.752*)	0.234(2.526**)	
$\lambda$	0.024(0.574)	0.018(0.462)	0.023(0.529)	-0.251(-1.450)
$a_0$	0.038(2.503**)	0.041(2.643***)	0.052(1.821*)	0.039(2.630***)
$a_1$	0.093(3.082***)	0.089(3.785***)	0.135(3.555***)	0.145(4.264***)
$\beta_1$	0.859(33.131***)	0.866(40.303***)	0.800(14.242***)	0.833(26.804***)
$\theta$	0.039(1.008)	0.032(0.985)	0.034(0.669)	-0.046(-1.038)
우도				
함수값	-383	-416	-303	-259
LR	111.714	109.156	91.724	76.404

주) ① ( ) : t-value

② \*, \*\*, \*\*\* :  $H_0 : \mu = 0$ 에 대한 한계유의수준, 10%, 5%, 1%

③ LR : likelihood ratio 검정통계량, 1% 유의수준에서  $\chi^2_{(4)}$ 의 임계치는 13.276이다.

9) 기대수익률과 위험간의 다기간(intertemporal) 동학관계에 대한 실증연구들은 상이한 결과를 나타내고 있다. 즉, French, Schwert & Stambaught(1987), Campbell & Hentschell(1992) 등은 위험과 수익률간에 양의 관계가 있다는 것을 보고하였으며, Fama & Schwert(1977), Nelson (1991), Glosten, Jagannathan & Runkle(1993) 등은 음의 관계가 존재한다는 실증결과를 보고하였다. 이러한 상반된 실증결과들은 실제 자본시장에서 위험과 수익사이의 다기간 상충관계가 양의 관계로 일정한 것이 아니라 시점에 따라 변한다는 사실을 입증하는 것이라 할 수 있다. 이에 대하여 Buckus & Gregory(1993)는 경제상태를 반영하는 모수에 따라 시점별 위험과 수익간의 관계는 음, 양 혹은 일정한 패턴을 갖지 않는 관계가 나타날 수 있음을 보였다. 따라서 위험에 대한 투자자의 태도는 시점에 따라 달라질 수 있음을 알 수 있다. Lee & Ohk(1991)은 기대수익률과 조건부 분산사이의 음의 관계는 짧은 기간에서 몇몇 관찰치에 대한 큰 음의 수익률에 기인될 수 있다고 하였으며, Glosten, Jagannathan & Runkle(1993)은 조건부 분산이 월별 계절성을 갖거나 또는 조건부 분산이 무위험 수익률과 종속적일 때 음의 관계가 더욱 강해진다고 하였다.

<표 4-4>는 시장 상승기인 하부기간2의 모형에 대한 최우추정(MLE) 결과이다. 우도비율(LR) 검증결과 1% 유의수준에서 유의적인 값을 보여 모든 모형이 적합한 모형임을 알 수 있고, 시간가변 변동성을 나타내는  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$  계수값이 모두 1% 유의수준에서 유의적이다. 반면 조건부 기대수익률과 조건부 변동성의 관계를 나타내는 예측된 변동성의 계수  $\lambda$ 는 소형주를 제외하고 나머지 모형에서 모두 통계적 유의성은 없지만 양의 값을 보였다.

반면 비대칭적 변동성에 대한  $\theta$ 계수값이 종합주가지수와 대형주, 중형주의 경우에 통계적 유의성이 없는 양의 값을 보여 시장 하락기에 비해 상대적으로 나쁜 뉴스에 대한 투자자들의 반응이 민감하지 않다는 것을 알 수 있다.

<표 4-5>는 시장 하락기인 하부기간3의 모형에 대한 최우추정(MLE) 결과이다. 우도비율(LR) 검증결과 종합주가지수, 중형주, 소형주의 경우 1% 유의수준에서 유의적이어서 적합한 모형으로 판명되었지만 대형주의 경우 LR검정통계량이 13.192로서 임계치에 못미쳐 표에서 제외하였다.

<표 4-5> 하부기간3 AR-GJR(1,1)-M 모형의 최우추정과 진단

$$R_t = a_0 + \sum a_i R_{t-i} + \sum b_i D_i + \lambda \sqrt{h_t} + \epsilon_t$$

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

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \theta \epsilon_{t-1}^2 I$$

	KOSPI	중형	소형
$a_0$			
$a_1$	0.172(4.532***)	0.207(5.366***)	0.313(9.607***)
$a_2$	-0.072(-2.018**)		-0.082(-1.988**)
$a_3$		0.097(2.554**)	0.127(3.224***)
$b_1$		-0.173(-1.809*)	-0.137(-1.348)
$b_2$		-0.164(-1.407)	
$b_3$		0.195(1.989**)	0.224(2.330**)
$\lambda$	-0.052(-1.497)	-0.025(-0.575)	-0.032(-0.840)
$\alpha_0$	0.098(3.019***)	0.148(4.238***)	0.080(1.743*)
$\alpha_1$	0.048(1.692*)	0.050(1.516)	0.032(0.936)
$\beta_1$	0.798(17.581***)	0.741(20.452***)	0.809(9.303***)
$\theta$	0.163(2.949***)	0.251(3.510***)	0.226(2.548**)
우도			
함수값	-389	-445	-399
LR	50.414	90.832	123.358

주) ① ( ): t-value

② \*, \*\*, \*\*\*:  $H_0 : \mu = 0$ 에 대한 한계유의수준, 10%, 5%, 1%

③ LR : likelihood ratio 검정통계량, 1% 유의수준에서  $\chi^2_{(4)}$ 의 임계치는 13.276이다.

$\alpha_1$ 계수값은 종합주가지수의 경우 10% 유의수준에서, 그리고  $\beta_1$ 계수값은 모든 모형에서 1% 유의수준에서 유의적이다. 또한 조건부 기대수익률과 조건부 변동성의 관계를 나타내는 예측된 변동성의 계수  $\lambda$ 는 시장 하락기인 하부기간1과 마찬가지로 음의 값을 보였다.

비대칭적 변동성에 대한  $\theta$ 계수값은 종합주가지수, 중형주, 소형주에 대하여 1% 유의수준에서 유의적이어서 하부기간1과 마찬가지로 시장 하락기에 나쁜 뉴스에 대한 변동성의 비대칭적 반응이 매우 강함을 알 수 있다.

### 3. AR-EGARCH-M모형에 의한 분석

<표 4-6>는 시장 하락기인 하부기간1의 모형에 대한 최우추정(MLE) 결과를 나타낸 것이다. 모형의 적합도를 나타내는 우도비율(LR) 검정통계량이 모든 지수수익률에 대하여 1% 유의수준에서 유의적으로 나타나서 모형의 적합성을 인정할 수 있다.

<표 4-6> 하부기간1 AR-EGARCH(1,1)-M 모형의 최우추정과 진단

$$R_t = a_0 + \sum a_i R_{t-i} + \sum b_i D_i + \lambda \sqrt{h_t} + \varepsilon_t$$

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

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 g(z_{t-1}) + \beta_1 \ln(h_{t-1})$$

$$g(z_t) = \theta z_t + \gamma [|z_t| - E|z_t|]$$

$$z_t = \varepsilon_t / \sqrt{h_t}$$

	KOSPI	대형	중형	소형
$a_0$		-0.310(-1.719*)		
$a_1$	0.004(0.121)	0.023(0.632)	0.203(5.770***)	0.296(10.182***)
$a_2$	-0.061(-1.791*)	-0.078(-2.525**)	-0.085(-2.092**)	-0.024(-0.901)
$b_5$		0.234(2.434**)		
$\lambda$	-0.099(-2.878***)	0.119(0.872)	-0.078(-2.254**)	-0.043(-1.278)
$\theta$	-0.628(-2.653***)	-0.594(-1.991**)	-0.134(-2.686***)	-0.078(-2.252**)
$\gamma$	3.828(13.632***)	4.539(19.580***)	0.762(15.458***)	0.483(15.757***)
$\alpha_0$	0.115(4.290***)	0.138(4.549***)	0.018(1.505)	0.003(0.283)
$\alpha_1$	0.150(12.7895***)	0.125(16.407***)	0.627(15.373***)	0.882(13.333***)
$\beta_1$	0.821(27.327***)	0.806(25.126***)	0.890(39.288***)	0.913(38.026***)
우도 함수값	-582	-615	-411	-353
LR	159.262	149.374	153.598	159.802

주) ① ( ): t-value

② \*, \*\*, \*\*\* :  $H_0 : \mu = 0$ 에 대한 한계유의수준, 10%, 5%, 1%

③ LR : likelihood ratio 검정통계량, 1% 유의수준에서  $\chi^2_{(5)}$ 의 임계치는 15.086이다.

또한 조건부 변동성을 나타내는  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$ 계수값이 모든 지수수익률에 대하여 유의수준 1% 내에서 유의적이어서 한국 주식시장이 시장가변 조건부 변동성이 강함을 알 수 있다. 하부기간1 AR-EGARCH(1,1)-M 모형에 의해 추정된 기대수익률과 조건부 변동성의 관계를 나타내는  $\lambda$ 는 대형주를 제외한 나머지 수익률모형에서 음의 값을 나타내며, 종합주가지수와 중형주는 각각 유의수준 1%와 5%내에서 유의적인 음의 값을 보였다.

변동성의 비대칭성에 대한  $\theta$ 값은 모든 지수수익률모형에서 통계적 유의성이 매우 강한 음의 값을 나타내었다. 이러한 사실은 조건부 분산이 양의 수익률 충격 보다 음의 수익률 충격에 더 민감하게 반응한다는 것이며, 따라서 음의 수익률 충격에 변동성이 더 크다는 것을 의미한다. 또한  $\gamma$ 값이 유의수준 1%내에서 유의적인 양의 값을 보여 변동성 군집화현상(volatility clustering)이 매우 강함을 알 수 있다.

<표 4-7> 하부기간2 AR-EGARCH(1,1)-M 모형의 최우추정과 진단

$$R_t = a_0 + \sum a_i R_{t-i} + \sum b_i D_i + \lambda \sqrt{h_t} + \varepsilon_t$$

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

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 g(z_{t-1}) + \beta_1 \ln(h_{t-1})$$

$$g(z_t) = \theta z_t + \gamma [|z_t| - E|z_t|]$$

$$z_t = \varepsilon_t / \sqrt{h_t}$$

	KOSPI	대형	중형	소형
$a_0$				0.347(2.184**)
$a_1$	0.088(2.471**)	0.076(2.565**)	0.283(8.305***)	0.411(11.808***)
$a_2$	-0.089(-2.597***)	-0.083(-2.345**)	-0.131(-3.982***)	-0.166(-5.512***)
$a_3$	0.098(2.845***)	0.093(2.710***)	0.154(4.368***)	0.118(4.092***)
$b_1$	0.290(2.560**)	0.287(1.860*)	0.289(3.419***)	
$b_2$				-0.200(-3.705***)
$b_3$	0.176(1.853*)	0.172(1.614)	0.282(3.239***)	
$\lambda$	0.009(0.209)	0.006(0.241)	0.001(0.033)	-0.241(-1.357)
$\theta$	-0.310(-0.818)	-0.343(-0.647)	-0.103(-0.450)	0.171(1.576)
$\gamma$	3.690(12.030***)	1.505(10.797***)	2.621(12.382***)	0.978(12.345***)
$\alpha_0$	0.005(1.022)	0.008(0.914)	-0.009(-0.924)	-0.011(-1.311)
$\alpha_1$	0.069(11.633***)	0.052(8.057***)	0.117(11.968***)	0.231(8.734***)
$\beta_1$	0.961(73.290***)	0.964(56.612***)	0.936(42.067***)	0.943(56.002***)
우도				
함수값	-386	-418	-302	-260
LR	107.110	104.200	92.146	75.562

주) ① ( ) : t-value

② \*, \*\*, \*\*\* :  $H_0 : \mu = 0$ 에 대한 한계유의수준, 10%, 5%, 1%

③ LR : likelihood ratio 검정통계량, 1% 유의수준에서  $\chi^2_{(5)}$ 의 임계치는 15.086

<표 4-7>은 시장 상승기인 하부기간2의 모형에 대한 최우추정(MLE) 결과를 나타낸 것이다. 모형의 적합도를 나타내는 우도비율(LR) 검정통계량이 모든 지수수익률에 대하여 유의적으로 나타나서 모형의 적합성을 인정할 수 있고, 조건부 변동성을 나타내는  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$ 계수값이 모든 지수수익률에 대하여 유의수준 1% 내에서 유의적이다. 반면 기대수익률과 조건부 변동성의 관계를 나타내는  $\lambda$ 는 소형주를 제외한 나머지 수익률 모형에서 양의 값을 나타내지만 통계적으로 유의적인 수치는 아니다.

변동성의 비대칭성에 대한  $\theta$ 값은 통계적 유의성이 없는 결과를 보였다. 비대칭성의 정도가 심했던 하부기간1과는 상이한 결과를 보인 이유는 2기간이 시장 상승기였기 때문이라고 판단된다. 그러나  $\gamma$ 값은 하부기간1과 마찬가지로 유의수준 1%내에서 유의적인 양의 값을 보여 시장 하락기나 상승기에 관계없이 변동성 군집화현상이 매우 강함을 알 수 있다.

<표 4-8> 3기간 AR-EGARCH(1,1)-M 모형의 최우추정과 진단

$$R_t = a_0 + \sum a_i R_{t-i} + \sum b_i D_i + \lambda \sqrt{h_t} + \varepsilon_t$$

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

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 g(z_{t-1}) + \beta_1 \ln(h_{t-1})$$

$$g(z_t) = \theta z_t + \gamma [ |z_t| - E|z_t| ]$$

$$z_t = \varepsilon_t / \sqrt{h_t}$$

	중형	소형
$a_0$		
$a_1$	0.203(5.403***)	0.323(7.848***)
$a_2$		-0.080(-1.814*)
$a_3$	0.099(2.254**)	0.127(3.396***)
$b_1$	-0.152(-1.505)	-0.107(-1.124)
$b_2$	-0.099(-0.980)	
$b_3$	0.211(2.040**)	0.207(2.146**)
$\lambda$	-0.036(-0.838)	-0.031(-0.744)
$\theta$	-1.045(-4.098***)	-0.112(-3.834***)
$\gamma$	2.275(6.511***)	0.244(5.307***)
$\alpha_0$	0.031(2.105**)	0.017(1.636)
$\alpha_1$	0.125(10.175***)	1.027(7.097***)
$\beta_1$	0.911(33.184***)	0.942(25.530***)
우도		
함수값	-446	-402
LR	88.264	118.612

주) ① ( ) : t-value

② \*, \*\*, \*\*\* :  $H_0 : \mu = 0$ 에 대한 한계유의수준, 10%, 5%, 1%

③ LR : likelihood ratio 검정통계량, 1% 유의수준에서  $\chi^2_{(5)}$ 의 임계치는 15.086



<표 4-8>은 시장 하락기인 하부기간3의 모형에 대한 최우추정(MLE) 결과를 나타낸 것이다. 모형의 적합도를 나타내는 우도비율(LR) 검정통계량을 보면 중형주와 소형주는 유의적이어서 모형의 적합성을 인정할 수 있지만 종합주가지수와 대형주의 경우는 LR검정통계량이 각각 4.530과 8.974로서 임계치에 못미쳐 표에서 제외하였다.

그러나 중형주와 소형주의  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$  계수값은 유의수준 1% 내에서 유의적이어서 조건부 변동성에 대한 강한 증거를 발견할 수 있고, 기대수익률과 조건부 변동성의 관계를 나타내는  $\lambda$ 는 유의적이지는 않지만 음의 값을 보였다.

중형주와 소형주의 경우 변동성의 비대칭성에 대한  $\theta$ 값은 통계적 유의성이 매우 강한 음의 값을 나타내어 시장하락기에 변동성의 비대칭성이 크다는 것을 알 수 있다. 또한 하부기간1, 2와 마찬가지로  $\gamma$ 값이 유의수준 1%내에서 유의적인 양의 값을 보여 변동성 군집화현상이 매우 강함을 알 수 있다.

## V. 결 론

본 논문은 한국 주식시장의 시장상황별 주식수익률분포의 특성을 파악하고 주식수익률 시계열의 시간가변 조건부 변동성의 존재와 음의 수익률충격에 대한 변동성의 비대칭적 반응, 그리고 시장이상현상들 중 하나인 요일효과 등을 분석한 것이다. 분석기간은 주식시장의 구조변화와 시장상황별 요일효과의 영향을 고려하여 시장 상승기(bull market)와 시장 하락기(bear market)에 따라 3기의 하위기간으로 구분하였다. 또한 기업규모별 변동성의 특성을 알아보기 위하여 종합주가지수와 대형주, 중형주, 소형주의 기업규모별 분석을 하였다.

각 하위 기간별 종합주가지수와 규모별 지수수익률에 대한 기술통계분석결과 왜도는 하부기간3의 소형주를 제외한 전체기간 모든 수익률에서 양의 왜도를 보였으며, 첨도의 경우 모두 3을 초과하여 수익률 시계열분포가 첨도가 높고 두꺼운 꼬리를 갖는 비대칭형의 leptokurtic 분포라는 것을 알 수 있다. 이러한 사실은 정규성검증을 위한 Jarque-Bera 검정통계량으로도 확인할 수 있는데 2기간 소형주 수익률을 제외한 모든 수익률에서 정규분포를 기각하는 결과를 보였다.

요일별 지수수익률에 대한 기술통계량을 보면 시장 하락기인 1기간과 3기간에는 통계적 유의성은 없지만 다른 요일에 비하여 상대적으로 큰 음의 수익률을 나타냈으며, 반면 시장 상승기인 2기간에는 월요일에 통계적으로 매우 유의적인 양의 수익률을 나

타내었다. 이러한 결과는 일반적으로 시장 상승기에 수익률 상승과 관련된 좋은 뉴스가 발표된다는 점을 고려할 때 타당한 결과라고 판단된다.

EGARCH(1,1)-M 모형에 의한 비대칭적 변동성과 변동성 군집화현상에 대한 결과는 다음과 같다. 전체 기간동안 모든 모형에서 변동성 군집화현상이 통계적 유의성이 매우 강하게 나타났다. 반면 변동성의 비대칭성 반응은 시장 하락기인 1기간과 3기간에 통계적 유의성이 매우 강한 음의 값을 보였으나 시장 상승기인 2기간에는 통계적 유의성이 없는 음의 값을 나타내어 시장 하락기와는 상이한 결과를 나타냈다. 이러한 결과는 시장 상승기보다는 시장하락기에 나쁜 뉴스에 대해서 투자자들이 더욱 민감하게 반응하기 때문에 시장하락기에만 음의 수익률충격에 대한 비대칭적 변동성이 강하게 나타난다고 할 수 있다.

AR-GJR(1,1)-M 모형에 의한 비대칭적 변동성분석 결과는 EGARCH 모형과 거의 동일한 결과를 보여주었다. 즉, 시장 하락기에는 음의 수익률 충격에 대한 비대칭적 변동성반응이 매우 강하게 나타났으나, 시장 상승기에는 음의 수익률 충격에 대하여 약한 반응을 보였다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 가지고 있다. 즉, 분석기간이 90년대 이후부터 외환위기 전인 97년 3월까지의 자료를 이용하여 두 번의 시장하락기와 한번의 시장상승기를 분석하였다는 점에서 연구의 결과를 한국주식시장에 일반화 시키기에는 무리가 있을 수 있다는 점이다. 또한 시장상황을 구분하기 위한 좀 더 나은 방법이 강구되어야 할 것이다. 이러한 한계점에도 불구하고 본 연구의 결과는 시장상황에 따라서 주식수익률의 행태가 상이할 수 있다는 점을 제시하고 있으며, 앞으로 이에 대한 활발한 연구가 기대된다.

## 참 고 문 헌

- 구맹희, 이운선, “변동성과 레버리지 그리고 기업규모에 관한 실증연구”, 재무관리연구, 제15권 제2호, 1998, pp.1-22.
- 김명직, 장국현, “금융시계열분석 : Financial Econometrics”, 경문사, 1998.
- 윤영섭, 선우석호, 신선웅, 장하성, 최홍식, “한국주식시장에서의주가변동 특성과 계절적 이례현상에 관한 연구”, 증권학회지, 제17집, 1994, pp.121-164.
- 장국현, “진정한 요일효과에 관한 연구 : 한국과 미국시장에서의 실증분석”, 재무연구, 제5호, 1992, pp.207-230.
- 정범석, “주식수익률의 조건부 분산에 대한 요일효과 분석”, 재무관리연구, 제11권 제1호, 1994, pp.233-262.
- Akgiray, V., “Conditional Heteroskedasticity in Time Series of Stock Return : Evidence and Forecasts,” *Journal of business* 62, No.1, 1982, pp.55-80.
- Bolleslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics* 31, 1986, pp.307-327.
- Bolleslev, T., “Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for peculiar Prices and Rates of Return,” *The Review of Economics and statistics*, 1987, pp.542-547.
- 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, pp.281-318.
- Cheung, Y. W. and L. K. Ng, “Stock Price Dynamics and Firm Size : An Empirical Investigation,” *Journal of Finance* 47, 1992, pp.1985-1997.
- Chou, R. Y., “Volatility Persistence and Stock Valuations : Some Empirical Using GARCH,” *Journal of Applied Econometrics* 3, 1988, pp.279-294.
- Christe, A. A., “The Stochastic Behavior of Common Stock Variances : Value, Leverage, and Interest Rate Effects,” *Journal of Financial Economics* 10, 1982, pp.407-432.
- Clack, P., “A Subordinated Stochastic Process Model with finite Variances for Speculated Prices,” *Econometrica* 41, 1973, pp.135-155.
- Conrad, J., N. G. Mustafa, and G. Kaul, “Asymmetric Predictability of Conditional Variances,” *The Review of Financial Studies* 4, 1991, pp.5997-622.

- Engel, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K Inflation," *Econometrica* 50, 1982, pp.987-1008.
- Engle, R. F., D. M. Lilien, and R. P. Robins, "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure : The ARCH-M Model," *Econometrica* 55, 1987, pp.391-407.
- Fama, E. F. and G. W. Schwert, "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics* 5, 1977, pp.115-146.
- French, K. and R. Roll, "Stock Return Variances : The Arrival of information and Reaction of Traders," *Journal of Financial Economics* 17, 1986, pp.5-26.
- French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics* 19, 1987, pp.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, pp.1779-1801.
- Jaffe, F., R. Westerfield, and C. Ma, "A Twist on Monday Effect in Stock Prices : Evidence from the U.S. and Foreign Stock Markets," *Journal of Banking and Finance* 13, 1989, pp.641-650.
- Keim, D. B., "Size related Anomalies and Stock Return Seasonality : further Empirical Evidence," *Journal of Financial Economics* 12, 1983, pp.13-32.
- Lee, C. F. and K. Y. Ohk, "Time-Varying Volatilities and Stock Market Returns : International Evidence," *Pacific-Basin Capital Markets Research* II, 1991, pp.261-281.
- LeRoy, S. F. and R. D. Poter, "The Present-Value Relation : Tests Based on Implied Variance Bounds," *Econometrica* 49, 1981, pp.555-574.
- Lo, A. and A. C. MacKinlay, "Stock Market Prices do not follow Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test," *Review of Financial Studies* 1 (1988), pp.41-66.
- Mandelbrot, B., "The Variation of Certain Speculative Prices," *Journal of Business* 36 (1963), pp.394-419.
- Nelson, D. B. and C. Q. Cao, "Inequality Constraints in the Univariate GARCH Model," *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 1992, pp.229-235.
- Nelson, D. B., "Conditionnal Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach," *Econometrica* 59, 1991, pp.347-370.

- Poterba, J. M. and L. H. Summers, "Mean Reversion in Stock Prices," *Journal of Financial Economics* 22, 1988, pp.27-59.
- Schwert, G. W., "Why does Stock Market Volatility Change over Time," *Journal of Finance* 44, 1989, pp.1115-1153.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley, "Stock Market Structure and Volatility," *Review of Financial Studies* 3, 1990, pp.37-71.
- Summers, L. H., "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?," *Journal of Finance* 41, 1986, pp.591-601.
- Walter Enders, "Applied Econometric Time Series," Iowa State University, 1995.
- Zakoian, J. M., "Threshold Heteroskedastic Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1994, pp.931-955.