

# EGARCH 模型을 이용한 株式收益率의 變動性 研究

具 孟 會\* · 李 胤 宣\*\*

## <요 약>

자본시장에서 자산가격결정이론의 대부분은 투자자산의 기대수익률과 변동성이 시간의 흐름에 따라 일정한 것으로 가정하여 왔다. 그러나 최근의 연구 성과에 의하면 주식수익률의 변동성이 동분산이라기 보다는 이분산일 가능성이 높다는 것이다. 1982년 Engle에 의하여 개발된 자기회귀 조건부 이분산 모형(ARCH)이 제시된 이래 ARCH형태의 모형개발이 계속 이루어져 왔다.

본 논문은 ARCH형태의 이분산모형 가운데서 EGARCH모형을 이용하여 위험프리미엄과 조건부 이분산과의 관계와 더불어 기대하지 않은 수익률변화와 변동성과의 관계를 규명하고자 노력하였다. 1980년에서 1994년까지의 주가자료를 전체기간과 세부기간(4기간)으로 분류하여 기술 통계량분석을 행하고, 종합주가지수초과수익률, 동일가치가증지수초과수익률, 대형주 주가지수 초과수익률, 소형주 주가지수초과수익률에 대하여 EGARCH모형을 적용하여 실증분석하였다. 그결과 위험프리미엄과 조건부 이분산은 시간이 지남에 따라 일정한 관계를 보여주지 못하고 있어 투자자의 危險回避度가 변화함을 보여주었다. 기대하지 않은 수익률변화와 변동성 관계에서는 기대하지 않은 陰(-)의 주식수익률이 기대하지 않은 陽(+)의 주식수익률보다 상대적으로 더 큰 변동성을 가져오는 것으로 보여 우리나라 주식시장에서 주식수익률의 변동성 정보의 비대칭 반응효과가 존재하는 것으로 나타났다.

## I. 序 論

현대의 주식시장은 규모가 거대하여졌을 뿐만아니라 주가의 등락이 심하여 주가의 변동성도 매우 크게 나타나고 있다. 그리고 1987년 10월의 미국의 블랙 먼데이(Black Monday) 이후 주가 변동성에 대한 관심이 더욱 고조되었다. 최근 한국의 주식시장도 가격제한

\* 釜山大學校 經營學科 教授

\*\* 東洲女子專門大學 專任講師

\*\*\* 論文을 자세히 읽고 유익한 助言을 해주신 익명의 審査委員에게 감사드립니다.

폭을 확대하였고 1996년 5월에는 KOSPI 200지수선물도 거래를 하게 된다. 따라서 주식시장에 참여하는 투자자들은 투자결정에 있어서 위험에 대하여 더 많은 고려가 있어야 할 것이다.

그동안 자본시장에서 자산가격결정이론은 대부분 투자자산의 기대수익률과 변동성이 시간의 흐름에 따라 일정한 것으로 가정하여 왔다. 그러나 최근의 연구성과에 의하면 주식수익률의 변동성이 同分散이라기 보다는 異分散의 형태로 나타날 가능성이 높으며, 이경우 선형 회귀모형에서 OLS추정량은 불편일치추정량이기도 하지만 표본을 증가시키더라도 최소분산을 갖지 못하여 더이상 효율적인 추정량이 되지 못한다. 이러한 현상은 회귀계수의 통계적 유의성을 과장시키는 결과를 초래할 수 있다.

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. 또 Bollerslev(1986)는 잔차의 제곱 뿐만 아니라 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 非對稱的으로 반응하는 EGARCH (Exponential GARCH)모형을 제시하였다.

한편, 1980년대 들어서 자본시장의 異狀現象(anomalies)에 대한 연구도 계속해서 이루어졌다. 이상현상에 대한 연구는 정월효과, 요일효과, PER효과, 규모효과 평균회귀, 과민반응등으로 분류할 수 있으나 아직은 명쾌한 설득력을 갖는다고 단정하기 어렵다.

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

를 살펴본다. 그리고 EGARCH-M 모형을 이용하여 위험프리미엄과 주식수익률의 조건부 분산 사이의 관계를 검증하며, 정보를 好材(good news)와 惡材(bad news)로 구분하고 주식수익률의 변동성이 정보의 호재와 악재에 따라 각각 다르게 영향을 받는지에 관한 비대칭정보효과를 검증한다. 이 과정에서 자본시장의 이상현상중의 하나인 요일효과에 관한 분석도 병행하고자 한다.

## I. 理論的 背景

### 1. 條件附 異分散 模型

#### (1) ARCH 형태의 모형

최근의 자본시장이론에서는 조건부 분산의 계량경제적 모형에 관한 연구가 점차로 증가하고 있다. 그 중에서도 가장 널리 이용되고 있는 모형은 Engle이 제시한 ARCH모형으로서 조건부 분산을 시간과 시스템 파라메타, 시차가 있는 내생변수, 그리고 과거의 예측오차등 시간  $t$ 에 따른 예측오차 함수로 표현하였다. 즉, 시계열 자료의 오차항이 0의 조건부 기대값과 시간에 따라 변화하는 조건부 분산  $\sigma_t^2$ 를 가질 경우, 이  $\sigma_t^2$ 는 시차를 갖는 잔차의 제곱에 의하여 설명될 수 있다는 것을 다음과 같이 모형화하고 있다.

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &| I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \\ \varepsilon_t &= \sigma_t \cdot z_t \\ z_t &\sim \text{i.i.d. with} \\ E(z_t) &= 0, \text{Var}(z_t) = 1, \text{ 그리고} \\ \sigma_t^2 &= \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2 \end{aligned} \quad (2-1)$$

단,  $I_{t-1}$ :  $t-1$ 까지의 모든 정보들의 집합

$$\begin{aligned} \omega &> 0, \alpha_i \geq 0 \quad (i=1, 2, \dots, p) \\ \sum_{i=1}^p \alpha_i &< 1 \end{aligned}$$

이 모형에서 보면, 투자자들이 과거의 오차항의 분산 움직임에 따른 수집가능한 정보를 바탕으로 조정행위를 계속한다는 것이다. 그리고 이 모형에서  $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$ 의 의미는 오차항의 분산이陰의 값을 갖지 않고(non-negative), 안정성을 유지한다는 조건을 나타내고 있다.  $\alpha$  계수가 유의적이면, 어느 변수의 변동성에 대한 충격(shock)이 지속된다는 의미이며, 지속

정의 정도는  $\alpha$  계수의 크기에 따라 달라진다.

Bolleslev(1986)는 Engle의 ARCH 모형을 일반화하여 오차항의 분산  $\sigma_t^2$ 를 다음과 같이 정의함으로써  $\varepsilon_t^2 = \alpha^2 \cdot z_t^2$ 의 시차가 있는 값으로 선형화하였다.

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \omega + \sum_{i=1}^q \beta_i \cdot \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \cdot \sigma_{t-j}^2 \cdot z_{t-j}^2 \\ &= \omega + \sum_{i=1}^q \beta_i \cdot \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \cdot \varepsilon_{t-j}^2 \end{aligned} \tag{2-2}$$

이 모형에서  $\omega, \alpha_j, \beta_i$ 는 각각 陰(-)의 값을 갖지 않는다. 그리고 과거의 정보에 근거한 조건부 분산  $\sigma_t^2$ 은 시차를 갖는 오차항의 제곱( $\varepsilon_{t-j}^2, j=1, 2, 3, \dots, p$ ) 뿐만아니라 시차를 갖는 조건부 분산 ( $\sigma_{t-i}^2, i=1, 2, 3, \dots, p$ )에 의해서도 설명될 수 있음을 의미하고 있다. 따라서 (2-1)식은 (2-2)식의 한 형태이며, (2-2)식을 ‘일반화된 ARCH모형(generalized ARCH; GARCH)’ 이라고 부른다.

Engle-Lilien-Robins(1987)는 조건부 분산이 기대값에 영향을 준다고 생각하고 GARCH 모형의 평균방정식에 조건부 분산을 포함시킨 GARCH-M 모형을 개발하였다. 이 GARCH-M 모형은 위험이 높아지면 위험프리미엄도 커진다는 재무이론에 기초하여 조건부 분산의 변동이 기대수익률에 직접적으로 영향을 미치게는 현상을 다음의 (2-3)식으로 표현하고 있다. 된다.

$$R_t = a + b \cdot \sigma_t^2 + \varepsilon_t \tag{2-3}$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \beta_i \cdot \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \cdot \sigma_{t-j}^2 \cdot z_{t-j}^2 \tag{2-2}$$

이 (2-3)식은 기존의 GARCH 모형 (2-2)식에 새로이 추가된 회귀식이다. (2-2)식에서  $R_t$ 의 조건부 분산인  $\sigma_t^2$ 은 다시 (2-3)식  $R_t$ 의 설명변수로 된다. 예컨대  $R_t$ 가  $t$ 기의 포트폴리오 수익률이라고 하면 그 기대수익률은  $\sigma_t^2$ 의 선형함수이다.

## (2) EGARCH 모형

GARCH 모형은 조건부 분산을 상수와 과거잔차제곱 그리고 시차를 있는 조건부 분산의 제곱에 陽(+ )의 가중치를 더한 것으로 나타내고 있다. GARCH 모형은 Mandelbrot (1963)가 최초로 “부호에 관계없이 큰 변화는 큰 변화에 따라 일어나는 경향이 있고, 작은 변화는 작은 변화에 따라 일어나는 경향이 있다”라고 지적한 바와 같이 자산 수익률의 변

동성 변화를 시차를 갖는 오차항의 제곱과 조건부 분산으로 표현하고 있다. 그리고 GARCH 모형의 특징은 그 이론적인 호소력과 그 실증적인 면을 모두 고려한 데 있다.

그러나 Nelson(1991)은 GARCH 모형이 다음과 같은 한계를 가지고 있다고 지적하였다. 첫째, GARCH 모형은 예측하지 않은 초과수익률의 부호(+ 또는 -)에 관계없이 그 크기 만으로 조건부 분산  $\sigma^2$  특징을 결정하고 있다.<sup>1)</sup> 그러나 변동성은 惡材(bad news)에 반응하여 증가하는 경향이 있고 好材(good news)에 반응해서는 감소하는 경향이 있으므로  $\alpha$ 가 陽(+ )이나 陰(-)의 잔차에 비대칭적으로 반응하는 모형이 자산가격결정을 적용하는데 더 적합할 수 있다.

둘째, GARCH 모형은  $\alpha$ 와  $\beta$ 는 陰(-)이 아니라는 제약조건을 내포하고 있다. 이것은  $\alpha$ 가 모든  $t$ 에 대하여 陰(-)이 아니도록 하기 위한 것이다. 그러나 이러한 제약조건은 어느 기간에서든지, 증가하는  $z_t^2$ 은 모든  $m$ 기( $m \geq 1$ )에서  $\alpha_{t+m}$ 을 증가시키게 되며, 이러한 현상은  $\alpha$ 의 변동과정(process)에서 랜덤한 진동의 가능성을 배제하게 된다.<sup>2)</sup>

셋째, GARCH 모형의 조건부 분산에 shock의 지속성을 어떻게 해석하느냐에 관한 것이다. 자산 변동성의 시계열형태에 관한 연구에서는 흔히 연구의 초점이 그 shock가 조건부 분산에 얼마나 지속하느냐에 있었다.<sup>3)</sup> GARCH 모형에서는  $\sum_{i=1}^q \beta_i + \sum_{i=1}^p \alpha_i$ 가 1에 가까울수록 변동성의 충격이 지속적이라고 하지만, 본질적으로 조건부 분산에 잔차의 충격(shock)이 “지속적”인지 아닌지 평가하기가 어렵다는 것이다.<sup>4)</sup>

Nelson(1991)은 이상과 같은 GARCH모형의 한계점을 보완하여 다음과 같이 EGARCH(exponential GARCH)모형을 개발하였다.

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \cdot g(z_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \beta_i \cdot \ln(\sigma_{t-i}^2) \tag{2-4}$$

여기서,

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

$$z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$$

(2-4)식의 EGARCH모형에서는 조건부 분산이 非陰(non negative)을 보장하기 위한 모

1) GARCH모형에서 조건부 분산  $\sigma_t^2$ 은 시차가 있는  $\alpha$ 과 시차가 있는  $z_t^2$ 의 함수이다. 따라서  $z_t$ 의 대수학적인 부호의 변화에는 반응하지 않는다.

2) 이러한 연유로 인하여 非陰의 제약조건은 GARCH모형을 추정하는데 어려움을 줄 수 있다. 예컨대, Engle, Lilien & Robins(1987)는 이러한 문제점을 해결하고자  $\alpha$ 가 선형적으로 점차 감소하는 구조를 만들어야 했다.

3) Porterba와 Summers(1986)에 의하면 변동성의 충격은 그리 오래가지않는다고 보고한 바 있다.

4) Nelson, D. B. (1991) pp 351-352 참조

수  $\sum_{i=1}^4 \alpha_i$ 와  $\sum_{i=1}^4 \beta_i$ 에 대한 제약조건이 없다. 그리고  $\alpha_i$ 와  $\beta_i$ 가 어떠한 부호를 갖는다 하더라도 EGARCH의 지수적 형태는 전술한 GARCH의 첫번째 문제점을 극복 할 수 있다. 또한 (2-4)식에서  $g(z_t)$ 를  $z_t$ 와  $|z_t|$ 의 함수로 나타냄으로써  $z_t$ 의 크기와 부호 모두를 고려하고 있다. 즉  $g(z_t)$ 는 범위  $0 < z_t < \infty$ 에서는 기울기  $\theta + \gamma$ 를 가지고  $z_t$ 에서 선형을 이룬다. 그리고 범위  $-\infty < z_t < 0$ 에서는  $\theta - \gamma$  기울기로 선형이 된다. 그래서  $g(z_t)$ 는 조건부 분산과정  $\alpha_t^2$ 가 주가의 등락에 비대칭적으로 반응하게 된다.

## 2. 先行研究

분산과 수익률간의 관계는 재무분야에서 비교적 많은 연구가 이루어져왔다. 이 관계를 설명하는 여러가지 이론과 모형 중에서 ARCH형태의 모형에 관한 연구들은 변동성 군집의 경향과 변동성의 지속성을 포착할 수 있다고 주장되어 왔다. 이들을 크게 분류하여 간략하게 제시하면 다음과 같다.

첫째, 위험프리미엄과 변동성과의 관계에 대한 연구이다. Merton(1980)은 시장전체의 위험선호가 일정하고 시간에 따라 변하는 표준편차  $\alpha_t$ 가 시장의 수익률 변동을 충분히 대표할 수 있다면, 시장위험의 수준이 높을수록 시장위험프리미엄이 더 높게 나타나므로 변동성과 위험프리미엄과는 陽(+ )의 관계가 있다고 하였다. 그리고 French, Schwert, & Stambaugh (1987)는 S&P 500지수의 일간수익률 자료를 이용하여 가중최소자승(WLS) 회귀분석과 GARCH-M모형을 이용하여 위험프리미엄이 주식수익률의 변동성과 陽(+ )의 관계가 있음을 밝혔다. 그리고 위험프리미엄은 사전적(ex ante)변동성과 陽(+ )의 관계를 갖기 때문에, 예측하지 못한 주식수익률의 변동은 미래의 위험프리미엄을 증가시킬 것이고 따라서 현재의 주식가격은 오히려 하락하게 되므로 시키기 때문에 위험프리미엄과 예측하지 못한 변동성 사이에는 동시적인 陰(- )의 관계가 있다고 하였다. Campbell과 Hentschel(1992)은 QGARCH 모형을 이용하여 조건부 이분산을 검증하고, 주식수익률의 변동성의 변화가 요구수익률의 변화를 초래하여 결과적으로 가져와 주가수준에 陰(- )의 영향을 미치는 변동성 피드백(volatility feedback)이 나타난다고 하였다. 이 변동성 피드백은 조건부 분산과 기대초과수익률간에 陽(+ )의 관계가 있음을 의미한다.

둘째, 위험프리미엄과 주식수익률 조건부 분산 사이에 陰(- )의 관계를 보이는 연구도 있다. Campbell (1987)은 GMM기법을 적용하여 조건부 기대값과 조건부 분산과의 관계를 실증검정한 결과 주식초과 수익률의 조건부 기대값과 주식초과수익률의 조건부 분산 사이에 陰(- )의 관계가 있음을 밝혔다. Nelson(1991)은 EGARCH 모형을 이용하여 조건부

분산과 위험프리미엄과의 관계를 검증한 결과 陰(-)의 관계가 있다고 하였다. 그외에도 Backus와 Gregory(1993)의 연구, 그리고 Glosten, Jagannathan & Runkle(1993) 등도 GARCH-M모형을 이용하여 위험프리미엄과 조건부 분산과의 陰(-)관계를 주장하였다.

셋째, Glosten, Jagannathan & Runkle(1993)은 시간의 변수를 도입하면 상대적으로 위험이 높은 기간에 대하여 투자자가 더 큰 위험프리미엄을 요구하지 않을 수도 있다고 하였다. 다시 말해서, 평상시 보다 상대적으로 높은 위험을 내포한 어느 특정기간이 투자자들이 이 특정위험을 감수할 수 있는 기간과 일치한다면, 그 기간에서는 투자자들이 더 많은 위험프리미엄을 요구하지 않을 수 있다. 미래에 대한 예상이 불확실할 때에는 그 기간에 대하여 투자자들이 더 많은 저축을 하는 경향이 있기 때문에 그 기간에는 투자자가 더 많은 위험프리미엄을 요구하지 않을 수도 있다. 또 무위험투자기회가 더이상 없는 경우를 가정하면, 위험자산에 대한 수요가 증가하여 자산의 가격이 상당히 상승하게되고 그 결과 위험프리미엄은 감소하게 된다. 이와같은 상황에서는 주식초과수익률의 조건부 평균과 조건부 분산사이의 공분산 부호가 반드시 陽(+) 또는 陰(-)이 된다고 단정할 수 없다.<sup>5)6)</sup>

넷째는 정보의 유형에 따른 주식수익률과 변동성 변화와의 관계에 대한 연구이다. Black(1976)을 시작으로 많은 연구자들이 주식수익률과 변동성사이에 陰(-)의 상관관계를 나타내는 증거를 발견하였다. 즉 변동성은 惡材(bad news)에 반응하여 상승하는 경향이 있고 好材(good news)에 반응하여 하락하는 경향이 있음을 지적하였다. 그리고 Black(1976)과 Christie(1982)는 재무레버리지가 주가 변동성에 중요한 역할을 한다고 주장하였다. 즉 부채를 가진 기업은 주식가치가 하락하면 레버리지가 더욱 높아져서 주식수익률의 변동성을 가중시킨다고 하였다. Schwert(1989)는 주가가 상대적으로 채권가격의 수준보다 하락하거나 기업이 과도한 채권을 발행하면 주식수익률의 변동성은 증가한다고 하였다. 그러나 레버리지의 효과만으로는 변동성 변화의 작은 일부분만을 설명할 수 있다고 하였다. Nelson(1991)은 주식수익률과 변동성의 관계를 레버리지 효과(leverage effet)로 한정하지 않고, 정보(호재 또는 악재)에 대하여 變動性的의 非對稱的反應(asymmetric response of volatility)이 나타난다고 하였다. 그는 EGARCH 모형을 사용하여 주식수익률

5) 포트폴리오의 초과수익률은 특별한 상황에서만 조건부분산과 선형이다. Merton(1973)의 시점간 CAPM (intertemporal CAPM)에서 시장포트폴리오의 순간적인 기대초과수익률은 대표적인 로그효용함 수가 존재하는 조건하에서 조건부 분산과 선형임을 보여주었다.

6) 우리나라에서 조건부 이분산모형을 이용하여 위험프리미엄을 설명한 연구로는 조 담(1994)이 있다. 그는 월별수익률을 사용하여 ARCH(3)-M과 GARCH(1,1)-M 모형으로 검증하여보았으나 그 어느 모형도 조건부 표준편차가 초과수익률을 유의하게 설명하지 못하였다. 신재정과 정범석(1993)은 일별종합주 가지수를 이용하여 GARCH(1,1)-M과 MA(1)-GARCH(1,1)-M 모형으로 기대수익률과 조건부 분산을 추정한 결과 유의한 설명을 못하는 것으로 나타났다. 그러나 ARCH(3)-M과 MA(1)-ARCH(3)-M 모형의 추정결과는 표본전체기간인 '75-'92년과 세부기간인 87-'92년 기간에서 통계적으로 유의적인 陽(+)의 관계를 보여주었다.

의 예측하지 못한 움직임 (return surprises)이 陰(-)의 방향일 때 변동성은 증가하는 경향이 있다고 하였다. Cheung과 Ng(1992)도 비모수적 방법을 이용하여 변동성에 대한 레버리지 효과와 정보의 비대칭반응효과를 보여주었다.

### Ⅲ. 研究設計

#### 1. 研究方法

##### (1) 분석 모형

본 연구에서 조건부 분산과 위험프리미엄 관계를 분석하기 위하여 EGARCH-M 모형을 이용한다. 특히 요일효과를 알아보기 위해서는 초과수익률  $R_t$ 의 평균에 요일을 나타내는 더미변수( $D_i$ )를 넣어서 분석하고자 한다.<sup>7)</sup>

$$R_t = a_0 + a_1 D_1 + a_2 D_2 + a_3 D_3 + a_4 D_4 + a_5 D_5 + a_6 D_6 + b \cdot \sigma_t^2 + c \cdot R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + a_7 g(z_{t-1}) + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (3-1a)$$

$$g(z_t) = \theta z_t + \gamma [ |z_t| - E |z_t| ] \quad (3-1b)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$$

$$z_t \sim i.i.d, N(0, 1)$$

(3-1)식에서  $D_i$ 는 요일을 나타내는 더미변수이다. 즉  $D_1$ 은 월요일,  $D_2$ 는 화요일  $D_3$ 는 금요일,  $D_4$ 는 토요일의 더미변수이다. 따라서  $a_i$ 는 우리나라 주식수익률의 요일효과를 분석하기 위한 파라메타가 된다. 그리고 (3-1)식은  $R_{t-1}$ 를 자기회귀과정(autoregressive process; AR)으로 표현하였다.<sup>8)</sup>  $\sigma_t^2$ 의 회귀계수  $b$ 는 위험프리미엄과 분산과의 관계를 나타내는 파라메타이며 위험에 대한 상대위험회피(relative risk aversion)를 나타내기도 한다.<sup>9)</sup> 따라서 기

7) 주식수익률의 요일효과에 대한 기존연구의 결과는 대체로 주초효과(월,화)와 주말효과(금,토)가 유의적이고, 주중의 각 요일효과는 일관성이 없는 것으로 나타나고 있다. 따라서 기존연구결과를 토대로하여 월요일과 화요일, 그리고 금요일과 토요일에 대하여 (3-1)식에 더미(dummy)변수를 회귀시켜서 주초와 주말의 요일효과를 검증하고자 한다. French, K.(1980), Jaffe, M., and R. Westerfield(1985), 장국현(1992), 윤영섭외 4인(1994)을 참조.

8) 주식수익률의 시계열상관은 비연속적인 거래 또는 비동시적인 거래로 인하여 발생하는 것으로 알려지고 있으며 Lo와 Mackenlay(1988)는 지수수익률에 AR(1)모형을 제안하였다. 또 Sentana, E and S. Wadhvani (1992)는 투자자들이 feedback거래를 함으로써 시계열 상관을 보인다고 주장하였다.

9) Merton, R. C.(1980) pp. 327-332참조.

간에 따라 투자자의 위험자산에 대한 태도에 의하여 조건부 기대수익률이 시간에 따라 변화하는지를 분석할 수 있다. (3-1b)식의 경우에는  $g(z_t)$ 가  $|z_t|$ 의 함수로 표현되어  $z_t$ 의 부호와 크기를 모두 고려한다. 그리고 조건부 분산과정  $\sigma_t^2$ 가 시차가 있는 잔차의 충격(shock)에 비대칭적으로 반응하며, 특히  $\theta$  계수를 통하여 부호의 효과를 분석할 수 있다.

(2) 모형추정방법과 검증방법

OLS추정량은 고전적 선형회귀모형의 제 가정이 충족될 경우 Gauss-Markov 정리에 의하여 선형불편추정량 가운데 최소의 분산을 갖는 BLUE(best linear unbiased estimator)가 된다. 그러나 이분산이 존재한다면, OLS 추정량은 표본을 증가시키더라도 漸近的 效率性(最小分散)을 나타내지 못한다. 따라서 이분산이 존재할 때는 OLS를 적용한 추정치들의 분산이 과소평가됨으로서 각 추정치의 t값이 과대평가되고 통계적 유의성이 과장될 가능성이 있다.

그리하여 본 논문에서는 최우추정법(maximum likelihood estimation ; MLE)을 이용하여 EGARCH모형을 추정한다. 최우추정법은 표본의 규모가 클 경우에는 선형, 비선형의 모형에서 모든 불편추정치의 최소분산을 나타내는 추정치를 얻을 수 있다.<sup>10)</sup>

이제 전술한 EGARCH모형인 (3-1a)식의 적합성을 검증하기 위하여  $\alpha_1$ 계수와  $\beta_1$ 계수에 대한 귀무가설을 다음의 (3-2)식과 같이 설정한다.

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \alpha_1 g(z_{t-1}) + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) \tag{3-1a}$$

$$H_0 : \alpha_1 = 0 \tag{3-2}$$

$$\beta_1 = 0$$

$$-2 \ln \Lambda = -2(\ln L^R - \ln L^U) \sim \chi_{\nu-\nu_0}^2 \tag{3-3}$$

여기서  $\ln L^U$  ; 비제약된 모형하에서의 최대로그우도함수의 값

$\ln L^R$  ; 제약된 모형하에서의 최대로그우도함수의 값

$\nu_0, \nu$  ; 제약된 모형과 비제약된 모형에서 각각 추정해야 할 모수의 수.

2. 資料의 選擇과 分析期間

본 연구에서 사용된 자료는 (주)한국신용평가의 주가자료파일로 부터 1980.1.4~1994.12.28의 기간동안 한국종합지수의 일별자료 4395개와 규모별 효과를 알아보기 위하여 대형주

10) 본 논문은 SAS Ver. 6.08을 이용하여 모수를 추정하였다.

주가지수와 소형주 주가지수의 일별자료를 이용하였다. 그리고 개별기업 255개를 선정하여 같은 기간의 일별 동일가치가중지수를 구하였다. 일별초과수익율은 다음의 식에 의하여 산출하였다.

$$R_{c,t} = \ln(1 + CR_t) - R_{f,t} \quad (3-4)$$

단,  $R_{c,t}$  ; 종합주가지수의 일별 초과수익률

$CR_t$  ;  $t$ 일의 종합주가지수 수익률

$R_{f,t}$  ;  $t$ 일의 일별평균 공채수익률

$$R_{e,t} = \ln(1 + ER_t) - R_{f,t} \quad (3-4a)$$

단,  $R_{e,t}$  ;  $t$ 일의 동일가치가중지수 일별 초과수익률

$ER_t$  ;  $t$ 일의 일별 동일가치가중지수 수익률

$$R_{L,t} = \ln(1 + LR_t) - R_{f,t} \quad (3-4b)$$

단,  $R_{L,t}$  ;  $t$ 일의 대형주지수의 일별 초과수익률

$LR_t$  ;  $t$ 일의 종합주가지수 수익률

$$R_{s,t} = \ln(1 + SR_t) - R_{f,t} \quad (3-4b)$$

단,  $R_{s,t}$  ;  $t$ 일의 소형주지수의 일별 초과수익률

$SR_t$  ;  $t$ 일의 일별 소형주지수 수익률

그리고 일별 초과수익률을 산출함에 있어서 무위험수익율은 Nelson(1991)이 사용한 방법과 동일하게 월간평균공채수익률을 이용하여 주어진 달 내의 날짜마다 일별 공채수익률이 일정한것으로 가정하였다.

그리고 분석기간은 1980년 부터 1994년으로 정하고, 이 분석기간을 다시 제 1기간을 주가조정기(1980년-1984년), 제 2기간을 주가상승기(1985년-1989년), 제 3기간을 주가하락기(1990년-1992년 8월), 제 4기간을 주가회복기(1992년 9월-1994년)으로 세분하였다.<sup>11)</sup>

11) 분석기간은 종합주가지수를 기준으로 세분하였으며 세분기간의 종합주가지수와 등락률은 다음과 같다.

전체기간	1980년	연초지수	100	1994년	연말지수	1027.37	등락률	927.00 %
제 1기간	1980년	연초지수	100	1984년	연말지수	142.46	등락률	42.46 %
제 2기간	1985년	연초지수	139.53	1989년	연말지수	909.72	등락률	551.98 %
제 3기간	1990년	연초지수	908.59	1992년	8월말지수	562.80	등락률	-38.05 %
제 4기간	1992년	9월초지수	558.60	1994년	연말지수	1027.37	등락률	83.91 %

## IV. 實證 分析

### 1. 技術統計量分析

전체표본으로부터 산출한 종합주가지수의 일별초과수익률( $R_{ct}$ ), 동일가치가중지수의 일별초과수익률( $R_{ct}$ )과 표본을 규모별로 분류하여 대형주 주가지수의 일별초과수익률( $R_{L,t}$ ), 소형주 주가지수의 일별초과수익률( $R_{S,t}$ )에 대하여 기술통계량분석을 실시하였다. 그 분석 결과는 다음의 <표 4-1>과 <표 4-2>와 같다.

먼저, <표 4-1>을 보면, 종합주가지수 일별초과수익률  $R_{ct}$ 의 평균은 전체기간에서

<표 4-1>  $R_{ct}$ 와  $R_{ct}$ 의 기술통계량

종합주가지수 일별초과수익율 ( $R_{ct}$ )					
	80-94	80-84	85-89	90-92.8	92.8-94
관측치 수	4395	1466	1460	781	688
평균(%) <sup>①</sup>	0.0128 (0.734)	-0.0240 (-0.950)	0.0916 (3.108)	-0.103 (-1.96)	0.0554 (1.229)
분산(%)	0.0133	0.0092	0.0127	0.0215	0.0139
왜도	0.1425	-0.4361	0.0348	0.5992	0.1348
첨도	3.2129	8.3666	2.7038	1.4084	1.1930
B-J통계량 <sup>②</sup>	23.17	1085.69	5.63	129.16	95.68
Q(6) <sup>③</sup>	59.18	58.41	15.43	11.32	9.88
Q(12)	71.82	70.83	20.16	15.30	14.45

동일가치가중지수 일별초과수익율 ( $R_{ct}$ )					
	80-94	80-84	85-89	90-92.8	92.8-94
관측치 수	4395	1466	1460	781	688
평균(%) <sup>①</sup>	0.0325 (2.321)	-0.0240 (-0.950)	0.6389 (40.397)	0.075 (-1.678)	0.00069 (1.667)
분산(%)	0.0086	0.0092	0.0036	0.0156	0.012
왜도	0.4011	-0.4361	1.8822	0.6269	-0.0355
첨도	2.9619	8.3666	5.2134	1.5358	0.9388
B-J통계량 <sup>②</sup>	118.11	1544.79	1160.08	376.70	121.93
Q(6) <sup>③</sup>	254.57	167.42	128.64	43.01	21.19
Q(12)	265.61	170.56	137.95	44.20	31.37

주) ① 평균에서 ( )는 t통계량(5% 유의수준에 대한 임계치는 1.96)  
 ② Bera-Jarque통계량(5% 유의수준에서의  $\chi^2$  (2) 분포 임계치는 5.991)  
 ③ Ljung-Box의 Q통계량  
 (5% 유의수준에 대한  $\chi^2$  (6),  $\chi^2$  (12) 분포의 각각 임계치는 12.59 및 21.03)

〈표 4-2〉  $R_{L,t}$ 와  $R_{S,t}$ 의 기술통계량

대형주지수 일별초과수익율( $R_{L,t}$ )					
	80-94	80-84	85-89	90-92.8	92.8-94
관측치 수	4395	1466	1460	781	688
평균(%) <sup>①</sup>	0.0064 (0.346)	-0.0470 (-1.728)	0.0973 (3.048)	-0.1070 (-1.96)	0.052 (1.0999)
분산(%)	0.0151	0.0101	0.0149	0.0233	0.0154
왜도	0.0898	-0.4491	-0.0890	0.5640	0.1890
첨도	2.6289	7.6705	1.4555	1.2344	1.1328
B-J통계량 <sup>②</sup>	31.12	1382.67	147.04	142.84	40.88
Q(6) <sup>③</sup>	42.98	30.71	12.51	10.14	9.59
Q(12)	53.99	37.40	19.31	14.75	13.35

소형주지수 일별초과수익율( $R_{S,t}$ )					
	80-94	80-84	85-89	90-92.8	92.8-94
관측치 수	4395	1466	1460	781	688
평균(%) <sup>①</sup>	0.029 (2.154)	0.0066 (0.342)	0.0748 (3.632)	-0.058 (1.3868)	0.0772 (1.9944)
분산(%)	0.008	0.0055	0.0062	0.0137	0.0103
왜도	-0.0757	-1.7203	0.3053	0.6173	-0.1184
첨도	7.7423	31.019	8.2029	1.2894	0.3024
B-J통계량 <sup>②</sup>	4122.57	4871.64	1669.44	144.82	210.21
Q(6) <sup>③</sup>	597.07	161.92	209.96	118.70	105.77
Q(12)	597.21	179.03	245.58	125.28	117.38

- 주) ① 평균에서 ( )는 t통계량(5% 유의수준에 대한 임계치는 1.96)  
 ② Bera-Jarque통계량(5% 유의수준에서의  $\chi^2$  (2) 분포 임계치는 5.991)  
 ③ Ljung-Box의 Q통계량  
 (5% 유의수준에 대한  $\chi^2$  (6),  $\chi^2$  (12) 분포의 각각 임계치는 12.59 및 21.03)

0.0128(t=0.734)로 0과 유의적인 차이를 보이지 않고 있다. 이러한 현상은 제 1기간(주가조정기), 제 3기간(주가하락기), 제 4기간(주가회복기)에서도 유사하게 나타나며, 오직 주식 시장이 활황을 보였던 제 2기간인 '85-'89에서는  $R_{L,t}$ 의 평균이 0.0916(t=3.1081)으로서도 0과 유의적인 차이를 보여주고 있다. 반면 동일가치가중지수 일별초과수익률  $R_{S,t}$ 는 전체기간의 평균이 0.0325(t=2.321)로서 유의적으로 나타났으며, 역시 제 2기간인 '85-'89년 활황기에는  $R_{L,t}$ 와 마찬가지로  $R_{S,t}$ 가 0과 유의적인 차이를 보이고 있다. 이와같이 전체기간에서  $R_{L,t}$ 와  $R_{S,t}$ 의 평균이 서로 차이를 보이는 이유는  $R_{L,t}$ 가 가치가중지수로 산출되었으므로 대형주의 영향을 많이 받기 때문인 것으로 보인다. 즉 <표 4-2>를 보면 전체기간에서 대

형주 초과수익을  $R_{Lr}$ 는 평균에서 0.0064(%)로 0과 유의적인 차이를 보이고 있지 않으나, 소형주 초과수익을  $R_{Sr}$ 는 0.029로 5% 유의수준에서 통계적인 유의성을 보여주고 있다. 이러한 현상은 '92. 9—'94기간에서도 동일하게 나타났다. 따라서 표본기간중에는 소형주의 초과수익률이 대형주의 초과수익률보다 높았음을 알 수 있다.

둘째, 분산이 경우에서는 <표 4-1>에서 제 3기간인 '90—'92. 8의 분산이  $R_{Cr}$ 에서는 0.0215이고  $R_{Cr}$ 에서는 0.0156으로서 다른 기간들 보다도 분산의 값이 크다. 특히 전체기간과 비교해 보면 제 3기간의 분산이 거의 두 배에 달하는 '크기'이다. 이러한 현상은 <표 4-2>의 규모별지수를 나타내는  $R_{Lr}$ 와  $R_{Sr}$ 의 경우에도 비슷한 현상을 보여주고 있다. 이 제 3기간은 우리나라 주식시장의 하락기로서 투자위험이 크게 나타난 것으로 생각된다.<sup>12)</sup> 그리고 주식수익률의 분산은 기간에 따라 변동하고 있음을 알 수 있다.

세째, 수익률분포의 첨도(kurtosis)<sup>13)</sup>의 경우에는 <표 4-1>에서 전체기간에서  $R_{Cr}$ 와  $R_{Cr}$ 가 3을 다소 초과하거나 근접하고 있다. 이러한 현상은 <표 4-2>의 규모별 지수 초과수익률에서도 비슷하게 나타난다. 특히 소형주지수 초과수익을  $R_{Sr}$ 는 전체기간에서 7.7을 나타내므로, 초과수익률분포는 평균에 매우 밀집되어 있음을 알 수 있다.

네째, 정규성 검정에서는 Bera-Jarque 검정<sup>14)</sup>을 사용하였다. 이 검정은 수익률 및 잔차에 대한 왜도(skewness)와 첨도를 동시에 고려하여 수익률분포를 정규분포와 비교검정하는 결합검정으로  $\chi^2(2)$ 분포를 이용한다.  $R_{Cr}$ 와  $R_{Cr}$  공히 전체기간과 세부기간 모두 정규성을 기각하는 것으로 나타났지만, 오직 제 3기간인 '85—'89기간에서는  $R_{Cr}$ 가 5% 수준에서 통계적으로 유의적이지 못하였다. 또 <표 4-2>의 규모별지수 초과수익률  $R_{Lr}$ 와  $R_{Sr}$ 의 경우에서도 Bera-Jarque 검정통계량은 정규성을 기각하고 있다. 특히, 소형주지수 초과수익률  $R_{Sr}$ 에서 Bera-Jarque 통계량의 값이 매우 크게 나타나 규모가 작을수록 정규분포에서 더욱 이탈하는 분포를 보여주고 있다. 따라서 이상과 같은 Bera-Jarque 통계량의 검정결과를 종합하

12) Pindyck(1984)은 주가 하락기에 기업자본의 실질총한계수익(real gross marginal return)의 변동이 주식소유로 부터 얻는 순수익의 상대적 위험을 증가시켜 이것이 주식시장 하락의 큰 부분을 설명한다고 주장하였다.

13) 본 연구에 사용된 첨도의 추정량은 다음과 같다.

$$K = \frac{\sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R})^4}{[\sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R})^2]^2} - 3$$

첨도의 값이 양수인 경우에는 꼬리부분이 두텁고 또한 관찰값들이 많이 모여 있음을 의미한다. 음수인 경우에는 분포의 중심이 정규분포보다 상대적으로 낮고 분포가 비교적 좁게 퍼져있다. 정규분포시에는 0가 된다.

14) Bera-Jarque 검정통계량은

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

T: 관측치 수 s: 분포의 왜도. k: 분포의 첨도.

여 수익률분포의 특성을 분석하면 기간마다 약간의 차이는 있으나 주식수익률의 분포가 정규분포와는 다른 중앙이 뾰족하고 꼬리가 두꺼운 렙토커틱(leptokurtic)한 분포를 보이는 것으로 판단된다. 따라서 이들 분포에는 EGARCH모형을 적용하여 분석할 필요가 있다고 생각된다.

끝으로, 시계열 상관에 대한 검토를 위하여 Ljung-Box의 Q통계량을 사용하였다. 전체적으로 볼때, 잔차 시계열이 화이트 노이즈(white noise)의 독립성 가설에 대하여 유의적인 자기상관이 존재하는 것으로 나타났다. 다만 제 3기간인 '90-'92. 8의 기간과 제 4기간인 '92. 8-'94의 기간에서  $R_{ct}$ 와  $R_{Lt}$ 의 잔차시계열이 독립성 가정을 5% 유의수준에서 기각하지 못하고 있다.<sup>15)</sup> 그러나 이들 기간중에도 임계치 수준과 크게 다르지 않아 조건부 이분산 모형이 가능하다고 보여진다.

## 2. 條件附 異分散과 危險프리미엄

본 연구에서는 우리나라 주식시장의 조건부 이분산과 위험프리미엄과의 관계를 알아보기 위하여 기본적으로 AR(1)-EGARCH(1,1)-M 모형을 사용하였다. 그러나 일부 특정 분석 기간에서는 주가지수초과수익률이 AR과정(autoregressive process)을 따르지 않는 것으로 판단되어 EGARCH(1,1)-M 모형을 사용하였다. <표 4-3>에서 보면 종합주가지수 초과수익률  $R_{ct}$ 의 c계수가 1차 자기회귀과정을 설명하는데, 제 3기간(주가하락기)인 '90-'92. 8에서는 AR과정이 통계적으로 유의적이 못한 것으로 나타났으며, 이 경우에는 EGARCH(1,1)-M 모형을 사용하였다. <표 4-5>의 대형주 주가지수초과수익률  $R_{Lt}$ 에서도 제 3기간인 '90-'92. 8에서는 동일한 이유로 EGARCH(1,1)-M 모형을 이용하였다. 그러나 전체기간은 모든 초과수익률이 陽(+ )의 유의적인 1차 자기상관계수를 보여주었다. 또한 모형의 적합성 검정에서는 우도비율검정을 사용하였는데, <표 4-3>, <표 4-4>, <표 4-5>, <표 4-6>에 의하면 전체기간과 세부기간에서 그리고 모든 분석모형에서 유의적인 값을 보여 모형의 적합성을 인정할 수 있다고 하겠다. 먼저, <표 4-3>은 종합주가지수 초과수익률(위험프리미엄)인  $R_{ct}$ 의 EGARCH-M 모형의 추정치를 나타내고 있다. 이 표에서 종합주가지수의 위험프리미엄( $R_{ct}$ )과 조건부이분산( $\sigma_t^2$ )의 관계를 보면, b계수가 전체기간에서 0.08114로 5% 수준에서 통계적으로 유의적인 값을 보여 주고 있다. 그러나 세부기간별로 보면, 제 2기간인 '85-'89의 기간에 b계수가 0.12569(t=2.410)를 나타내고 있고, 나머지 세부기간에서는

15) 본 연구에서 사용하는 자료가 주가지수의 원시계열자료를 사용하고 있는 것이 아니라 무위험수익률을 차감한 초과수익률이기 때문에 다소 차분의 효과가 있는 것으로 판단된다.

〈표 4-3〉 종합주가지수 초과수익률

$$R_{c,t} = a_0 + a_1 D_1 + a_2 D_2 + a_3 D_3 + a_4 D_4 + a_5 D_5 + a_6 D_6 + b \cdot \sigma_t^2 + c \cdot R_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + a_7 g(z_{t-1}) + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2)$$

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

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$$

$$z_t \sim i.i.d., N(0, 1)$$

추정모수 \ 기간	80-94 <sup>㉑</sup>	80-84 <sup>㉒</sup>	85-89 <sup>㉓</sup>	90-92.8 <sup>㉔</sup>	92.9-94 <sup>㉕</sup>
$a_0$	-0.00077 (-2.593) <sup>㉑</sup>	-0.00054 (-0.784)	-0.00035 (-0.622)	<b>-0.00275</b> (-1.188)	-0.0009 (0.060)
$a_1$	-0.00109 (-3.093)	-0.00170 (-2.810)	-0.00153 (-2.562)	-0.00017 (-0.126)	0.00215 (1.906)
$a_2$	-0.00079 (-2.071)	<b>-0.00094</b> (-2.676)	-0.00025 (-0.382)	0.00043 (0.371)	-0.00170 (-1.437)
$a_3$	0.00014 (0.367)	0.00137 (2.336)	-0.00124 (-2.863)	0.00237 (1.718)	-0.00065 (-1.238)
$a_4$	0.00063 (1.675)	0.00243 (4.383)	0.00061 (0.939)	<b>-0.00011</b> (-0.107)	-0.00065 (-0.607)
$b$	0.08114 (2.567)	<b>0.01539</b> (0.184)	0.12569 (2.410)	0.07482 (0.674)	0.03239 (0.241)
$c$	0.08535 (5.092)	0.11989 (3.795)	<b>0.09807</b> (3.144)	-	0.08174 (2.201)
$\omega$	<b>-1.00887</b> (-10.98)	-1.80508 (10.307)	-0.60755 (12.268)	-1.45449 (-4.959)	0.30347 (-2.078)
$\alpha_1$	0.42530 (17.856)	0.46390 (10.307)	0.41737 (12.268)	0.56181 (10.174)	0.23335 (5.275)
$\beta_1$	0.88735 (88.098)	0.19944 (3.118)	0.93177 (68.542)	0.83003 (24.673)	0.9661 (60.064)
$\theta$	-0.03049 (-0.883)	0.19944 (3.118)	-0.02180 (-0.494)	-0.14659 (-2.381)	-0.20018 (-1.929)
LR <sup>㉖</sup>	956.9	268.99	273.81	170.62	117.78

주) ① : ( ) 안은 t통계량(5%유의수준, 임계치 1.96, 10%유의수준, 임계치1.645)

② : 우도비율 검정통계량 ( $\chi^2(2)$ 의 5%유의수준의 임계치는 5.991)

③④⑤⑥ : AR(1)-EGARCH(1,1)-M 모형

⑦ : EGARCH(1,1)-M 모형

<표 4-4> 동일가치가중지수 초과수익률  $R_{e,t}$ 의 AR(1)-EGARCH(1,1)-M모형

$$R_{e,t} = a_0 + a_1 D_1 + a_2 D_2 + a_5 D_5 + a_6 D_6 + b \cdot \sigma_t^2 + c \cdot R_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + a_3 g(z_{t-1}) + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2)$$

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

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$$

$$z_t \sim i.i.d, N(0, 1)$$

추정모수 \ 기간	80-94	80-84	85-89	90-92.8	92.9-94
$a_0$	0.0006 (0.200) <sup>①</sup>	0.00121 (1.782)	-0.00049 (-1.321)	-0.00181 (-1.574)	0.00190 (1.299)
$a_1$	-0.00036 (-1.241)	-0.00117 (-2.802)	-0.00065 (-1.558)	-0.00033 (-0.349)	0.00255 (2.432)
$a_2$	-0.00068 (-2.346)	-0.000104 (-2.484)	-0.00016 (-0.341)	0.00034 (0.355)	-0.00271 (-2.455)
$a_3$	0.000005 (0.182)	0.00031 (0.787)	-0.00047 (-1.517)	0.00202 (2.202)	-0.00117 (-1.064)
$a_4$	0.00018 (0.667)	0.00043 (1.172)	0.00042 (1.001)	-0.00097 (-0.882)	-0.00030 (-0.270)
$b$	0.02644 (0.668)	-0.1675 (-1.444)	0.14074 (2.634)	0.04975 (0.491)	-0.11710 (0.798)
$c$	0.22100 (14.378)	0.34609 (10.422)	0.23358 (9.670)	0.13775 (3.908)	0.14310 (3.542)
$\omega$	-0.52522 (-6.860)	-1.77127 (-5.993)	-0.29038 (-3.314)	-1.06208 (-3.817)	0.55397 (-2.328)
$\alpha_1$	0.37732 (13.648)	0.41100 (11.716)	0.31072 (8.421)	0.53150 (7.599)	0.28261 (5.729)
$\beta_1$	0.94445 (118.77)	0.82625 (29.081)	0.96933 (108.81)	0.88132 (28.680)	0.93983 (36.531)
$\theta$	-0.05957 (-2.030)	0.16200 (2.118)	-0.06560 (-1.361)	-0.18329 (-2.878)	-0.12887 (-1.299)
LR <sup>②</sup>	62.34	252.306	527.09	186.58	100.76

주) ①: ( ) 안은 t통계량(5%유의수준, 임계치 1.96)  
 ②: 우도비율 검정통계량 ( $\chi^2(2)$ )의 5%유의수준의 임계치는 5.991)

b계수가 비유의적이다. <표 4-4>는 동일가치가중지수 초과수익률(위험프리미엄)인  $R_{e,t}$ 의 AR(1)-EGARCH (1,1) -M 모형의 추정치를 나타내고 있다. 이 표에서 동일가치가중지수

위험프리미엄  $R_{e,t}$ 와 조건부 이분산 관계를 보면, 제 2기간인 '85-'89기간에만 b계수가 0.14074( $t=2.634$ )로 유의한 값을 보여줄뿐, 다른 세부기간에서는 b계수가 비유의적이다. 특히 제 4기간인 '92. 9-'94기간에는 b계수가 비유의적이기는하나  $-0.11710$ ( $t=-0.798$ )로 陰(-)의 값을 나타내고 있다. 다음으로, <표 4-5>는 대형주지수의 초과수익률(위험프리미엄)인  $R_{L,t}$ 의 EGARCH-M 모형의 추정치를 나타내고 있다. 이 표에서 대형주지수의 위험프리미엄( $R_{L,t}$ )과 조건부이분산과의 관계를 보면, 전체기간에서 b계수가 0.10000 ( $t=1.723$ )으로 10%수준에서 유의적이거나 각 세부분석기간에서는 비유의적이다. <표 4-6>는 소형주지수의 초과수익률(위험프리미엄)인  $R_{S,t}$ 의 AR(1)-EGARCH(1,1)-M 모형의 추정치를 나타내고 있다. 이 표에서 소형주지수의 위험프리미엄( $R_{S,t}$ )과 조건부 이분산의 관계를 보면, b계수가 전체기간에서 0.19039( $t=5.290$ ), 제 2기간(주가상승기)인 '85-'89 기간에서 0.35657 ( $t=4.484$ ), 제 4기간(주가회복기)인 '92. 9-'94기간에서는  $-0.40893$ ( $t=-2.087$ )로 나타나 통계적으로 유의적인 값을 가지므로, 소형주의 경우에는 대형주와는 달리 조건부 이분산에 의해 위험프리미엄이 크게 영향을 받는 것으로 생각된다. 그리고 제 1기간(주가조정기)인 '80-'84 기간과 '92. 9-'94 기간에는 b계수가 陰(-)의 부호를 보이고 있어 기간에 따라 상대위험회피도가 크게 변화하고 있음을 알 수 있다.

이제 이상의 분석결과를 요약하면, 세부기간을 통하여 일관적이지는 못하지만 조건부 이분산이 동일가치가중지수 위험프리미엄보다는 가치가중지수인 종합주가지수 위험프리미엄에 대하여 상대적으로 더 잘 설명하고 있으며, 세부분석기간에 따라 b계수가 陽(+)과 陰(-)으로 변하고 있어 투자자의 상대위험회피도가 변화한다고 할 수 있다. 또한 규모별로는 조건부 이분산성과 위험프리미엄의 관계에서 대형주 위험프리미엄보다는 소형주 위험프리미엄이 조건부 변동성의 영향을 상대적으로 더 받는다고 볼 수 있다.

### 3. 變動性和 情報의 非對稱反應效果

EGARCH모형에서는 기대하지 않은 주식수익률의 움직임(returns surprise)으로 조건부 분산에 정보의 비대칭반응효과를 반영되고 있다. (2-4a)식의 EGARCH 모형에서 보면  $\alpha$  계수가 陽(+)으로 주어진 상황에서,  $\theta$ 계수가 陰(-)의 값을 갖는다면 기대하지 않은 주식수익률이 하락할 때 변동성은 증가하는 경향이 있고,  $\theta$ 계수가 陽(+)의 값을 갖는다면 기대하지 않은 주식수익률이 상승할 때 변동성은 감소하는 경향이 있다. 이러한 현상은 변동성의 변화에 정보의 비대칭반응효과가 나타나는 증거라고 할 수 있다.

먼저,  $\alpha$ 계수의 경우에는 전술한 <표 4-3>, <표 4-4>, <표 4-5>, <표 4-6>에서  $\alpha$ 계수가 모

<표 4-5> 대형주초과수익률  $R_{i,t}$ 의 EGARCH-M모형

$$R_{i,t} = a_0 + a_1D_1 + a_2D_2 + a_3D_3 + a_4D_4 + a_5D_5 + a_6D_6 + b \cdot \sigma_t^2 + c \cdot R_{i,t-1} + \varepsilon_t$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + a_7g(z_{t-1}) + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2)$$

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

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$$

$$z_t \sim i.i.d, N(0, 1)$$

기간 추정모수	80-94 <sup>㉑</sup>	80-84 <sup>㉒</sup>	85-89 <sup>㉓</sup>	90-92.8 <sup>㉔</sup>	92.9-94 <sup>㉕</sup>
$a_0$	-0.00131 (-2.215) <sup>㉑</sup>	-0.00193 (-1.911)	0.00055 (0.087)	-0.10035 (-1.947)	-0.00050 (-0.305)
$a_1$	-0.00089 (-2.075)	-0.00125 (-1.966)	-0.00160 (-3.033)	-0.00004 (-0.037)	0.00198 (1.686)
$a_2$	-0.00049 (-1.033)	-0.00050 (-0.755)	0.00029 (-0.363)	0.00072 (0.542)	-0.00170 (-1.496)
$a_3$	0.00049 (1.068)	0.00132 (1.998)	-0.00028 (-0.549)	0.00289 (2.059)	-0.00160 (-1.354)
$a_4$	0.00077 (1.974)	0.00244 (3.675)	0.00063 (0.760)	-0.00069 (-0.535)	-0.00094 (-0.997)
$b$	0.10000 (1.723)	0.08573 (0.780)	0.02333 (0.481)	0.11638 (0.945)	0.09735 (0.760)
$c$	0.06577 (3.615)	-	0.09992 (3.226)	-	0.07928 (3.207)
$\omega$	-1.10767 (-9.029)	-0.20006 (-6.586)	-0.74294 (-5.623)	-0.77950 (-3.165)	-0.30280 (-2.132)
$\alpha_1$	0.38055 (14.863)	0.38483 (11.053)	0.39821 (10.802)	0.36713 (6.876)	0.22098 (4.939)
$\beta_1$	0.87477 (63.890)	0.78212 (23.970)	0.91579 (62.701)	0.91003 (32.317)	0.96628 (60.964)
$\theta$	-0.06964 (-1.715)	0.09799 (1.372)	-0.08780 (-1.534)	-0.15121 (-2.582)	-0.17542 (-1.671)
LR <sup>㉖</sup>	836.98	244.05	233.38	141.08	79.56

주) ①: ( ) 안은 t통계량(5%유의수준, 임계치 1.96, 10%유의수준, 임계치1.645)

②: 우도비율 검정 통계량 ( $\chi^2(2)$ 의 5%유의수준의 임계치는 5.991)

㉑㉒㉓㉔: AR(1)-EGARCH(1.1)-M 모형

㉕: EGARCH(1.1)-M 모형

<표 4-6> 소형주초과수익률  $R_{s,t}$ 의 AR(1)-EGARCH(1,1)-M모형

$$R_{s,t} = a_0 + a_1 D_1 + a_2 D_2 + a_3 D_3 + a_4 D_4 + a_5 D_5 + a_6 D_6 + b \cdot \sigma_t^2 + c \cdot R_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + a_7 g(z_{t-1}) + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2)$$

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

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$$

$$z_t \sim i.i.d, N(0, 1)$$

기간 추정모수	80-94	80-84	85-89	90-92.8	92.9-94
$a_0$	-0.00146 (-5.008) <sup>①</sup>	0.00020 (0.472)	-0.00266 (4.972)	-0.00175 (-1.642)	0.00461 (2.611)
$a_1$	-0.00030 (-0.979)	-0.00035 (-0.842)	-0.00029 (-0.653)	-0.00022 (-0.278)	0.00046 (0.476)
$a_2$	0.00012 (0.656)	-0.00020 (-0.510)	0.00117 (2.652)	0.00006 (0.097)	-0.00195 (-2.041)
$a_3$	0.00048 (1.627)	0.00084 (2.257)	-0.00007 (-0.305)	0.00172 (1.753)	4.5137 (0.005)
$a_4$	0.00032 (1.729)	0.00134 (3.837)	0.00053 (1.242)	0.000745 (0.798)	-0.00046 (-0.495)
$b$	0.19039 (5.290)	-0.08491 (-1.225)	0.35657 (4.484)	0.08521 (0.832)	-0.40893 (-2.087)
$c$	0.32147 (24.936)	0.31595 (10.724)	0.37638 (18.230)	0.29841 (8.455)	0.34466 (10.506)
$\omega$	-1.26953 (-10.448)	-2.20124 (-8.555)	-1.35513 (-5.321)	-0.90413 (-3.807)	-0.58387 (-2.811)
$\alpha_1$	0.45855 (23.009)	0.60106 (15.253)	0.38744 (9.222)	0.47082 (8.141)	0.21517 (4.923)
$\beta_1$	0.86676 (70.403)	0.77859 (30.974)	0.86076 (33.421)	0.91030 (35.100)	0.93825 (42.533)
$\theta$	0.11425 (3.727)	0.35875 (6.692)	-0.02829 (-0.489)	-0.14563 (-2.180)	0.07951 (0.606)
LR <sup>②</sup>	1071.42	393.72	354.30	160.74	72.572

주) ① : ( ) 안은 t통계량(5% 유의수준, 임계치 1.96, 10% 유의수준 임계치 1.645)

② : 우도비율 검정통계량 ( $\chi^2(2)$ 의 5% 유의수준의 임계치는 5.991)

든 기간에서 陽(+ )의 부호를 나타내고, 또 통계적으로도 유의적인 값을 나타내고 있다.

다음은  $\theta$ 계수의 경우이다. <표 4-3>에서는  $\theta$ 계수가 전체기간에서 陰(-)의 부호를 나타

내기는 하였지만 유의적이지 못하다. 제 1기간('80-'84)에서는  $\theta$ 계수가 陽(+)<sup>1)</sup>의 유의적인 값을 나타내어 기대하지 않은 주식수익률이 상승할 때 변동성은 감소함을 보여주고 있다. <표 4-4>에서는  $\theta$ 계수가 제 1기간('80-'84)에서 유의적인 陽(+)<sup>1)</sup>의 값으로 나타났으며, 나머지 세부기간에서는 모두 陰(-)<sup>2)</sup>의 값으로 나타났지만 전체기간과 제 3기간('90-'92. 8)에서만 유의적인 값을 가진다. <표 4-5>에서도  $\theta$ 계수는 세부기간에 따라 <표 4-4>와 동일한 부호를 나타내고 있다. 그러나 5% 수준에서 통계적으로 유의적인 값은 제 3기간('90-'92. 8)에서만 나타나고 있다. <표 4-6>의 소형주 주가지수 초과수익률에서는  $\theta$ 계수가 <표 4-3>, <표 4-4>, <표 4-5>와는 달리 전체기간에서 陽(+)<sup>1)</sup>의 유의적인 값을 나타내고 있다. 그러나 세부기간에서는 <표 4-3>, <표 4-4>와 마찬가지로 제 1기간('80-'84)에서 陽(+)<sup>1)</sup>의 유의적인 값으로 나타나며, 제 3기간('90-'92. 8)에서는 陰(-)<sup>2)</sup>의 유의적인 값을 나타내고 있다.

이제, 이상의 검증결과를 요약해서 분석하면 다음과 같다. 모든 EGARCH 모형의 추정에서 보면 전체기간 및 각 세부기간에서  $\alpha$ 계수가 모두 陽(+)<sup>1)</sup>의 값을 나타내고 있다. 그러나  $\theta$ 계수는 주가변동이 심하지 않은 제 1기간('80-'84)에서는 유의적인 값을 나타내고(단,  $R_{L_t}$  제외) 주가가 큰 폭으로 하락한 제 3기간('90-'92. 8)에서는 유의적인 陰(-)<sup>2)</sup>의 값을 나타내고 있다. 이러한 현상은 EGARCH 모형이 우리나라 주식시장에서 변동성에 대하여 정보의 비대칭적 반응효과를 적절히 반영하는 것으로 보인다. 특히 제 3기간('90-'92. 8)에는  $\theta$ 계수가  $R_{C_t}$ ,  $R_{E_t}$ ,  $R_{L_t}$ ,  $R_{S_t}$ 의 EGARCH 모형에서 각기 유의적인 값  $-0.14659(t=2.381)$ ,  $-0.18329(-2.878)$ ,  $-0.15121(-2.582)$ ,  $-0.14563(-2.180)$ 으로 나타나고 있는데, 이러한 현상은 주가 하락기에 惡材가 주가에 더욱 민감하게 반영하는 것으로 생각된다.

#### 4. 曜日效果

요일효과는 각 EGARCH 모형에서 더미변수( $D_i$ )의 계수  $a_i$ 로 분석할 수 있다.

첫째,  $R_{C_t}$ 에 대한 요일효과이다. <표 4-3>을 보면, 전체기간('80-'94)에서 월요일 더미변수의 계수  $a_1$ 은  $-0.00109(t=-3.093)$ 이고, 화요일 더미변수계수  $a_2$ 는  $-0.00079(t=-2.071)$ 로서 陰(-)<sup>2)</sup>의 유의적인 값을 가지므로 전반적으로, 월요일과 화요일에는 요일효과가 있는 것으로 나타난다. 그러나 세부기간에서 보면, 주가의 조정기인 제 1기간('80-'84)에서는 전체기간의 경우와 마찬가지로  $a_1$  계수와  $a_2$  계수는 陰(-)<sup>2)</sup>의 유의적인 값을 나타내고 있고,  $a_5$  계수와  $a_6$  계수도 陽(+)<sup>1)</sup>의 유의적인 값을 가지므로 금요일과 토요일에도 요일효과가 있는 것으로 보인다. 주가상승기인 제 2기간('85-'89)에서는  $a_6$  계수가 유의적인

陰(-)의 값을 나타내어 월요일 효과를 확인할 수 있다. 그러나 특이하게도  $a_5$  계수는 유의적인 陰(-)의 값으로 나타나고 있다.

둘째는  $R_{CI}$ 에 대한 요일효과이다. <표 4-4>에서 보면 전체기간에서  $a_2$  계수가 -0.00068 ( $t=-2.346$ )으로 통계적으로 유의적인 값으로 나타나 화요일 효과를 보여준다. 세부기간의 경우에는 제 1기간('80-'84)에서  $a_1$  계수와  $a_2$  계수가 모두 유의적인 陰(-)의 값을 나타내어 월요일과, 화요일 효과를 보여주고 있다. 그러나 제 4기간('92. 9-'94)에서는  $a_1$  계수가 陽(+), 유의적인 값으로, 그리고  $a_2$  계수는 陰(-)의 유의적인 값을 가진다. 기간의 장세에 따라 陰(-)과 陽(+), 으로 달리 나타나는 월요일 효과는 <표 4-3>의  $R_{CI}$ 의 경우와는 다른 양상을 보이고 있다.

세째는,  $R_{LI}$ 에 대한 요일효과이다. <표 4-5>에서 보면 전체기간에서  $a_1$  계수가 유의적인 陰(-)의 값으로, 그리고  $a_6$  계수가 유의적인 陽(+), 의 값으로 나타나고 있다. 세부기간의 경우에는 제 1기간('80-'84)에서도  $a_1$  계수는 陰(-)의 유의적인 값을 가진다. 또한  $a_5$  계수와  $a_6$  계수는 모두 陽(+), 의 유의적인 값으로 나타났다. 제 2기간('85-'89)에서는  $a_1$  계수만 유의적인 陰(-)의 값을 나타냈으며, 제 3기간('90-'92. 8)에서는  $a_5$  계수만 유의적인 陽(+), 의 값으로 나타났다.

네째는  $R_{CI}$ 에 대한 요일효과이다. <표 4-6>에서 보면 의 는 전체기간에서  $a_1$  계수가 5% 수준에서 유의적인 값이 없다. 세부기간의 경우 주가조정기인 제 1기간('80-'84)에서는  $a_5$  계수와  $a_6$  계수가 각각 0.00084( $t=2.257$ ), 0.00134( $t=3.837$ )으로 유의적인 값을 나타내었다. 그런데 제 2기간('85-'89) 기간에서는  $a_2$ 가 0.00117( $t=2.652$ )으로 陽(+), 의 유의적인 값으로 나타났으며, 제 4기간('92. 9-'94)에서는  $a_2$  계수가 -0.00195( $t=2.041$ )로서 유의적인 값을 보여주고 있다.

위와같은 사항을 요약해 보면, 우리나라 주가지수초과수익률은 분석기간에 따라 주초효과와 주말효과가 각각 다르게 나타나고 있다. 전체기간의 경우에 주가가 하락하는 주초효과가 비교적 잘 나타나고 있지만 주가가 상승하는 주말효과는 미미한 것으로 나타났다. 그리고 세부기간의 경우에는 전반적으로 주식시장이 안정적인 성장세에 있는 제 1기간(주가조정기)에만 주초효과와 주말효과가 선명하게 작용하고 있다. 주가상승기인 제 2기간에서는 주초효과만 나타나고, 주가하락기인 제 3 기간과 주가회복기인 제 4기간에는 주초와 주말의 요일효과가 작용하지 않는 것으로 생각된다.

## V. 結 論

본 논문에서는 우리나라 주식수익률의 특성을 살펴보고 이분산성에 대한 검증과 이 이분산성이 EGARCH 모형으로 설명될 수 있는가를 밝히고자 하였다. EGARCH 모형을 이용한 이분산성과 위험프리미엄과의 관계를 살펴보고 기대하지 않은 주식수익률 변화에 따른 변동성의 비대칭적 반응관계를 검증하였다. 아울러 요일효과에 대한 분석도 병행하였다.

종합주가지수와 동일가치가중지수를 이용하여 1980년부터 1994년까지를 분석기간으로 하였으며, 이 분석기간을 다시 제 1기간(주가 조정기, '80-'84), 제 2기간(주가 상승기, '85-'89), 제 3기간(주가 하락기, '90-'92. 8), 제 4기간(주가 회복기, '92. 9-'94)으로 세분하였다. 규모별 효과를 확인하기 위하여 대형주지수와 소형주지수를 동일한 방법으로 분석하였다.

먼저, 분석대상 초과수익률에 대한 기술통계량분석을 통하여 각 기간별로 초과수익률이 비정규분포임을 밝혔다. 시계열상관에 대한 예비검정으로써 Ljung-Box의 Q 검정을 통하여 시계열이 비독립적임을 확인하고 조건부 이분산 모형인 EGARCH 모형의 수정모형을 적용하였다. 또한 모형의 적합성에 대해서는 우도비율검정을 실시하였다.

다음으로, EGARCH 모형에서  $\alpha$ 와  $\beta$ 계수값이 모든 분석기간에서 유의적인 값으로 나타나 조건부 이분산을 갖는 것으로 판단된다. 그리고 추정된 이분산으로 주식시장의 위험프리미엄을 설명할 수 있도록 EGARCH 모형의 수정모형인 AR(1)-EGARCH(1,1)-M 모형 또는 AR과정이 통계적으로 의미가 없는 특정기간에 따라서는 EGARCH(1,1)-M 모형을 적용하였다. 그 결과는 다음과 같다.

첫째, 조건부 이분산은 세부기간을 통하여 일관적이지는 못하였지만 동일가치가중지수 위험프리미엄 보다는 가치가중지수인 종합주가지수 위험프리미엄에 대하여 상대적으로 더 잘 설명하고 있다.

둘째, 세부기간에 따라  $b$ 계수가 陽(+)과 陰(-)으로 변하고 있어 투자자의 상대위험회피도가 변화한다고 할 수 있다.

셋째, 규모별 주가지수초과수익률에서 이분산성과 위험프리미엄의 관계는 대형주 위험프리미엄보다는 소형주 위험프리미엄이 조건부 변동성의 영향을 크게 받는다고 볼 수 있다.

변동성에 대한 정보의 비대칭반응효과는 다음과 같이 나타났다.

첫째, 유의적인 陽(+)의  $\alpha$ 계수에 대하여, 변동성이 작은 주가조정기에는 유의적인 陽

(+)의  $\theta$ 계수를 나타내었으며, 상대적으로 변동성이 큰 주가하락기에는 陰(-)의  $\theta$ 계수를 나타내어 우리나라 주식시장에서 주식수익률 변동성에 비대칭반응효과를 보여주었다.

둘째, 특히 주가 하락기에  $\theta$ 계수와 통계적 유의성이 더욱 크게 부각됨으로써 주가 하락기에 惡材(bad news)가 변동성에 더 큰 영향을 미치는 것으로 보인다.

요일효과에 대하여는 우리나라 주가지수초과수익률은 분석기간에 따라 주초효과와 주말효과가 각각 다르게 나타나고 있다. 전체기간의 경우에 주가가 하락하는 주초효과가 비교적 잘 나타나고 있지만 주가가 상승하는 주말효과는 미미한 것으로 나타났다. 그리고 세 부기간의 경우에는 전반적으로 주식시장이 안정적인 성장세에 있는 제 1기간(주가조정기)에만 주초효과와 주말효과가 선명하게 작용하고 있다. 주가상승기인 제 2기간에서는 주초효과만 나타나고, 주가하락기인 제 3 기간과 주가회복기인 제 4기간에는 주초와 주말의 요일효과가 작용하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라 주식시장에서 요일효과는 잘 작용하지 않는 것으로 생각된다.

이상의 연구결과를 요약하면, EGARCH 모형을 우리나라의 주식시장에 적용할 경우, 이 모형은 조건부 이분산성과 위험프리엄관계에서 변화하는 위험회피도를 추정할 수 있으며, 기대하지 않은 주식수익률(returns surprises)의 방향에 따라 변동성변화의 비대칭적 반응도 비교적 추정해 주는 것으로 생각한다. 그러나 상대위험회피도를 나타내는 b계수의 부호가 변하는 원인과 요일효과가 일관성을 갖지 못하는 원인에 대해서는 앞으로 광범위한 연구가 이루어져야 할 것으로 생각한다.

## 참 고 문 헌

- 신재정·정범석(1992), “주식 수익률 분산의 시간변동성에 관한 연구,” 『재무관리연구』제10권 제2호 (한국재무관리학회), pp. 260-301.
- 윤영섭·선우석호·김선웅·장하성·최홍식(1994), “한국주식시장에서의 주가변동특성과 계절적 이례현상에 관한 연구,” 『증권학회지』 제17집 (한국증권학회), pp. 121-166
- 장국현(1992), “진정한 월요일효과에 관한 연구: 한국 및 미국 주식시장에서의 실증분석,” 『재무연구』 제5호 (한국재무학회).
- 조 담(1994), “주식수익율의 조건부 이분산성에 관한 연구,” 『재무연구』 제7호 (한국재무학회), pp. 5-36.
- 한국증권거래소 『주식』(월간).
- 한국증권거래소 『증권통계연보』(연간).
- Baillie, R. T. and R. P. DeGennaro (1990), “Stock Returns and Volatility,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, pp. 203-214.
- Black, F. (1976), “Studies of stock Market Volatility changes,” 1976, *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, pp. 177-181.
- Bollerslev, T. (1989), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics* 31, pp. 307-327.
- Bollerslev, T., R. F. Engle and J. M. Wooldridge (1988), “A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances,” *Journal of Political Economy* 96, pp. 116-131.
- Campbell, J. Y. and L. Hentschel (1992), “No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns,” *Journal of Financial Economics* 31, pp. 281-318.
- Campbell, John, Y. (1987): “Stock Returns and The Term Structure”, *Journal of Financial Economics* 18, pp. 373-399.
- Cheung, Y. W. and L. K. NG (1992), “Stock Price Dynamics and Firm Size,” *Journal of Finance* 5, pp. 1985-1997.
- Christie, A. A. (1982), “The Stochastic Behavior of Common Stock Variances; “Value, Leverage and Interest Rate Effects,” *Journal of Financial Economics* 10, pp. 407-432.
- Cragg, J. (1982), “Estimation and Testing in Time Series Regression Model with

- Heteroscedastic Disturbances," *Journal of Econometrics* 20, pp. 135-157.
- Engle R. F. (1982), "autoregressive Conditional Heteroskedsticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica* 50, pp. 987-1007.
- Engle, R. F., D. Lillen and R. P. Robins (1987), "Estimating Time Varying Risk Premia in the term structure : The ARCH-M Model," *Econometrica* 55, pp. 391-407.
- French, K. R., G. W. Schwert and R. F. Stambaugh (1987), "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Finance* 45, pp. 479-496.
- French, K. R. (Mar. 1980), "Stock Returns and the Weekend Effect," *Journal of Financial Economics* 8, pp. 55-69.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. Runkle (1993), "On The Relation Between The Expected Value and The Volatility of The Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance* 48, pp. 1779-1801.
- Jaffe, M., and R. Westerfield, "The Week-End Effect in Common Stock Return : The International Evidence," *Journal of Finance* 40, 1985, pp.433-454.
- Kaul, G. and H. N. Seyhun (1990), "Relative Price Variability, real Shocks, and the Stock Market," *Journal of Finance* 45, pp. 479-496.
- Lo, A. W. and Mackinlay (1988), "Stock Market Price Do Not Follow Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test," *The Review of Financial Studies* 1, pp. 41-66.
- Mandelbrot, B. (1963), "The Variation of Certain Speculative Prices," *Journal of Business* 36, pp. 394-419.
- Merton, R. C. (1973), "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model." *Econometrica* 41, pp. 876-888.
- Merton, R. C. (1980), "On Estimating the Expected Return on the Mare: An Exploratory Investigation," *Journal of Financial Economics* 8, pp. 323-361.
- Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach." *Econometrica* 59, pp. 267-290.
- Pagan, A. R. and G. W. Schwert (1990), "Alternative Models for Conitional Stock Volatility," *Journal of Econometrics* 45, pp. 267-290.
- Pindyck, R. S. (1984) "Risk inflation, and the Stock market," *American Economic Review* 74, pp. 335-351.

- Poterba, J. M. and L. H. Summers (1986) "The persistence of volatility and stock market fluctuations." *American Economic Review* 76, pp. 1142-1151.
- Schwert, G. W. (1989). "Why Does Stock Market Volatility Change over Time," *Journal of Finance* 44, pp. 1115-1154.
- Scholes. M. and J. Williams (1977), "Estimating Betas from Nonsynchronous Data," *Journal of Financial Economics* 5, pp. 309-327.
- Schwert, G. W. and P. J. Seguin (1990), "Heteroskedasticity in Stock Returns," *Journal of Finance* 45, pp. 1129-1155.
- Sentanna, E. and S. Wadhvani (1992), "Feedback Traders & Stock return Autocorrelations," *The economic Journal* 102, pp. 415-420.