

# 변동성과 레버리지 그리고 기업규모에 관한 실증연구

구맹희\* · 이운선\*\*

## <요 약>

본 논문은 조건부이분산모형을 이용하여 주가수준이 상대적으로 낮아지면 레버리지가 높아져서 변동성이 크게 나타난다는 레버리지효과 가설과 기업규모가 변동성에 미치는 영향을 우리나라 증권시장에서 실증분석하였다.

變動性에 대한 레버리지效果에 관한 연구는 1992년 1월 3일에서 1996년 12월 27일까지 5년간 표본기업 71개의 일별 주식수익률 퍼센티지자료를 사용하여 분석하였다. 분석에 사용한 조건부이분산모형은 '수정된 EGARCH' 모형이며 이 수정된 EGARCH 모형의 분산식에 개별기업의 주가수준을 독립변수로 하여 레버리지효과를 분석하였다. 분석결과는 변동성의 주가탄력성 계수가 陰(-)의 값을 보이긴 하였으나 통계적으로 유의적이지 못하였다. 그러나 유의수준 10% 이하에서 의미를 가지는 변동성 주가탄력성 파라메타를 가진 표본이 전체표본의 50.7%를 차지하여 경제적 의미를 과소평가할 수 없는 것으로 보였다.

또한 기업규모가 변동성과의 관계를 실증분석하기 위하여 비모수적인 방법인 스피어만 순위상관분석을 이용하였다. 그 분석결과 미국의 연구결과와는 달리 우리나라에서는 기업규모가 클수록 변동성의 주가탄력성이 커지는 것으로 나타났다. 이 같은 원인은 기관 및 법인투자가와 외국인투자자의 투자비중이 높아지면서 대형주 위주의 매매패턴에 기인하는 것으로 보여진다. 이상으로 볼 때 기업규모는 변동성의 또다른 요인으로서 설명할 수 있을 것으로 보인다.

## I. 序 論

한국의 증권시장에도 주가지수 선물거래와 옵션거래가 이루어지면서 그 어느 때보다 변동성에 관한 관심이 고조되고 있다. 특히 옵션시장에서 변동성의 예측은 필수

\* 부산대학교 경영학부 교수

\*\* 동주대학 세무회계과 전임강사

\*\*\* 본 논문은 '97년도 부산대학교 학술연구조성비 지원에 의하여 수행된 과제임.

본 논문에 대하여 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원에게 감사드립니다.

## 2 변동성과 레버리지 그리고 기업규모에 관한 실증연구

적이라고 할 수 있는데 그것은 다양한 옵션가격결정모형을 통한 가격결정 시점에서 알 수 없는 유일한 변수가 기초자산 수익률의 변동성이기 때문이다. 따라서 변동성 예측을 얼마나 실제치에 가까운 예측을 하느냐에 따라 옵션가격결정모형의 유용성을 가늠할 수 있으며 투자의 성과를 좌우할 수가 있다.

그동안 Black(1976)을 시작으로 많은 연구자들이 주식수익률과 변동성사이에 음(-)의 상관관계를 나타내는 증거를 발견하였다. 즉 변동성은 나쁜정보(bad news)에 반응하여 증가하는 경향이 있고 좋은 정보(good news)에 반응하여 감소하는 경향이 있음을 지적하였다. 이러한 현상에 대하여 Black(1976)과 Christie(1982)는 재무 레버리지가 주가 변동성에 중요한 역할을 한다고 주장하였다. Schwert(1989) 역시 주가가 상대적으로 채권가격의 수준보다 하락하거나 기업이 과도한 채권을 발행하면 주식수익률의 변동성은 증가한다고 하였다. 그러나 레버리지의 효과는 변동성 변화의 일부분만을 설명할 수 있다고 하였다. Nelson(1991)은 주식 수익률과 변동성의 관계를 레버리지효과(leverage effect)로 한정하지 않았지만 정보(호재 또는 악재)에 대하여 變動性的의 非對稱的 反應(asymmetric response of volatility)이 나타난다고 하였다.

그동안 실무에서도 증권시장에 영향을 주는 정보는 호재와 악재에 따라 변동성에 미치는 영향이 다르게 나타난다고 주장하여왔다. 조건부이분산모형은 이러한 정보에 대한 變動性的의 非對稱反應效果(asymmetric response of volatility)를 포착할 수 있게 하였다. 그 동안 많은 연구들은 예측하지 못한 오차항의 등락이 변동성에 미치는 영향을 레버리지 효과로 파악하려 하였다. 그러나 레버리지효과를 직접적으로 검증한 대표적인 연구는 Christie(1982)와 Cheung과 Ng(1992)의 연구라고 할 수 있다. 그중에서도 Cheung과 Ng(1992)은 EGARCH모형을 이용하여 주가상승시보다 주가하락시에 변동성이 더 크게 증가하는 이유가 레버리지 때문이라고 실증적으로 연구 제시하였다. 또한 그들은 기업규모가 작을수록 변동성이 더 커지는 현상도 발견하였다.

그러나 이와같은 변동성에 대한 레버리지효과나 규모효과에 대한 연구가 우리나라에서는 비교적 활발하지 못하였다. 따라서 본 연구에서는 '수정 EGARCH'모형을 이용하여 한국증권시장에서 주가수준이 상대적으로 낮아지면 레버리지를 증대시켜 변동성이 더욱 커진다는 레버리지효과가 존재하는지 살펴보며 기업의 규모에 따라 변동성에 다른 영향을 미치는지 검증하고자 한다.

본 논문의 구성은 제 II장에서 이론적 배경으로 레버리지효과에 대한 의의를 새롭게 조명하고 변동성과 레버리지의 관계를 고찰하며 기존 연구결과를 구체적으로 살

펴보며, 제 III장에서는 우리나라 증권시장에서 ‘수정 EGARCH’모형을 이용하여 변동성에 레버리지효과와 기업규모효과를 실증분석하며 그 원인도 분석하여 본다. 제 IV장은 이상의 연구결과를 종합하고 결론을 맺는다.

## II. 理論的 背景

### 1. 變動性과 레버리지 效果

#### (1) 레버리지 效果

그동안 많은 실증연구들이 주식수익률의 변동성은 주가가 상승할 때보다 주가가 하락할 때 더 증가한다고 하여 이를 ‘레버리지효과’(leverage effect)로 분석하여 왔다. Black(1976)에 의하면 부채의 시장가치와 관련하여 기업의 주식가치의 하락은 부채/자기자본 비율의 증가를 초래하며, 따라서 주식수익률 변동성을 증가시킨다고 하였다. Christie(1982)는 주식수익률의 변동성이 재무레버리지와 영업레버리지의 증가함수라는 것을 증명하였으며, 실증적으로 채권에 대한 주식가격의 상대적인 하락이 주식수익률의 변동성을 증가시키는 것은 재무레버리지 때문이라고 하였다.

그동안 레버리지효과에 관한 많은 연구들이 있어왔다. 특히 조건부이분산모형을 사용한 연구들은 거의 대부분 정보에 따른 ‘변동성의 비대칭반응효과’와 ‘레버리지효과’를 혼용하여 분석하고 있는 것으로 보인다. 그러나 다음과 같은 맥락에서 그 차이점이 있다고 할 수 있다. 첫째, 정보비대칭반응효과는 ‘주어진 정보하’에서 예측하지 못한 주가하락 (비기대예측오차의 하락)은 더 큰 변동성을 가져온다는 사실의 검증이다. 따라서 레버리지에 대한 직접적인 검증이 될 수 없다고 할 것이다. 레버리지는 정보비대칭의 원인이 될 수 있으나 전부를 설명하지는 못한다는 많은 연구결과가 있다. Black(1976)은 변동성에 대한 측정된 주가변화의 효과는 너무 커서 레버리지 만으로는 설명할 수 없다고 하였으며, Schwert(1989)도 변동성이 거시경제변수의 변동성에도 영향을 받는다고 하여 레버리지만으로는 충분히 설명되지 않는다고 하였다. 둘째, 조건부이분산모형을 이용한 정보에 따른 변동성의 비대칭반응효과는 ‘예측하지 못한 주가의 움직임’, 즉 비기대 예측오차에 대한 변동성의 반응을 말한다. 그러나 레버리지 효과는 기본적으로 주가의 수준변화에 따른 변동성의 영향이라고 할 것이다. 즉 주가가 하락함으로써 상대적으로 낮은 주가수준에서 레버리지가

4 변동성과 레버리지 그리고 기업규모에 관한 실증연구

증대되고 이는 곧 위험의 증가로 나타나 변동성의 증가로 이어진다고 볼 수 있다. 따라서 변동성에 대한 정보반응효과와 레버리지효과는 구분되는 것이 바람직한 것으로 보인다.

(2) 株價의 變化와 分散 그리고 레버리지의 關係

분산에 대한 연구는 자본자산가격결정이론과 포트폴리오분석의 중심이 되었을 뿐만 아니라 Black과 Scholes(1973)는 기초주식(underlying stock)의 수익률이 로그노말 확산과정(lognormal diffusion process)을 따른다는 가정하에서 옵션가격결정모형을 도출하였다. 그러나 현실적으로 로그노말분포 가정(lognormality assumption)은 정확히 유지되지 않는다는 연구결과에 따라 Cox 와 Ross(1976)는 유로피안 콜 옵션(European call option)의 가격평가 모형에서 로그노말분포 가정을 대체하는 새로운 모형을 연구하였다. 즉 그들은 로그노말분포 가정 대신에 일정분산탄력성(constant elasticity of variance : CEV)에 초점을 맞춘 확산과정(diffusion process)을 제시하였다.

$$dS = \mu S \cdot dt + \sigma \cdot S^{\alpha/2} \cdot dZ \dots\dots\dots(2-1)$$

여기서, 탄력성계수는  $0 \leq \alpha < 2$ 이고 퍼센티지 주가변화의 순간적인 분산은  $\sigma^2/S^{2-\alpha}$ 가 된다. 따라서 순간적인 분산은 주가와는 직접적으로 逆의 함수관계임을 알 수 있다. 이와 관련하여 Geske(1979)는 복합옵션모형(compound option model)을 제시하면서 분산과 주가의 逆의 관계는 Black이 주장한 바와 같이 주가가 하락(상승)함에 따라 기업의 부채비율(debt-equity ratio)은 상승(하락)하게 되고 따라서 증가(감소)된 위험은 주식수익률 분산의 증가(감소)로 반영된다고 하였다. 이것은 주가의 변화가 기업가치의 변화와 완전상관을 보인다고 가정하면 주식수익률의 순간적인 표준편차는 다음과 같은 관계를 갖는다.

$$\begin{aligned} \sigma_s &= \epsilon_s \cdot \sigma_v \\ &= \left( \frac{\partial S}{\partial V} \cdot \frac{V}{S} \right) \sigma_v \dots\dots\dots(2-2) \end{aligned}$$

여기서, V는 기업가치, S는 주식가치,  $\sigma_s$ 는 주식수익률의 순간적인 표준편차,  $\sigma_v$ 는 기업가치의 순간적인 표준편차  $\epsilon_s$ 는 주가의 기업가치탄력성을 나타낸다. 상기 식

(2-2)에서 다시 주가에 대하여 주식수익률의 순간적 표준편차를 편미분하면 다음의 식을 얻을 수 있다.

$$\frac{\partial \sigma_s}{\partial S} = -\frac{V}{S^2} \left( \frac{\partial S}{\partial V} \right) \cdot \sigma_v < 0 \dots\dots\dots(2-3)$$

따라서, 단기적으로 주가의 변동이 부채비율 변화의 주요 결정요인일 때, 주식수익률 퍼센티지 변화 즉 변동성은 주가가 올라 갔을 때 보다는 떨어졌을 때 더 크게 나타난다. 그러나 주가변화와 변동성의 逆의 관계를 레버리지에 기인하기 때문이라고 보다 구체적으로 실증한 연구자는 Christie(1982)이다. Christie는 일정이자율과 무배당을 가진 Modigliani- Miller의 세계에서 단일 무위험부채가 존재하고 기업의 변동성이 일정하다고 할 때 주식수익률의 변동성을 다음 식으로 표현하였다.

$$\sigma_{s,t} = \sigma_v(1 + LR_t) \dots\dots\dots(2-4)$$

여기서  $\sigma_s$ 는 수익률의 표준편차,  $LR = D/S$ 로 시장재무레버리지,  $V, S, D$ 는 각각 기업의 시장가치, 주가, 부채를 나타낸다. 주식수익률의 변동성이 식 (2-4)과 같이 표현될 때, 주식수익률의 변동성  $\sigma_s$ 는 재무레버리지의 陽 (+)의 증가함수가 된다. 그는 더 나아가서 分散의 株價彈力性  $\theta_s$ 를 다음과 같이 표현하였다.

$$\begin{aligned} \theta_s &= \frac{\partial \sigma_s}{\sigma_s} / \frac{\partial S}{S} \\ &= -[LR/(LR+1)] \dots\dots\dots(2-5) \end{aligned}$$

여기서 분산의 주가탄력성은  $-1 \leq \theta_s \leq 0$ 의 범위를 가지고 陰(-)의 관계임을 보여주고 있으며, 이 분산의 주가탄력성은 레버리지가 0이 되면 단조적으로 0이 되고 레버리지가 무한대로 가면 분산의 주가탄력성은 -1로 된다.

## 2. 既存 研究 結果

Christie(1982)는 위험부채모형을 바탕으로 지분변동성은 레버리지와 함께 증가하지만 감소율(decreasing rate)로 증가함을 검증하였다. 1962년 7월 1일부터 1978년 12월 31일까지 66개의 분기별 데이터를 이용하여 379개 기업을 대상으로 가장 낮은 레

## 6 변동성과 레버리지 그리고 기업규모에 관한 실증연구

버리지 그룹에서 가장 높은 레버리지 그룹까지 4개의 그룹으로 나누어 분석하였다. 그 결과 단순회귀분석에서는 레버리지에 대한 파라메타가 5% 유의수준에서 어느 것도 유의적이지 못하였다. 그러나 최우추정법(MLE)를 이용한 결과 재무레버리지와 주식수익률 변동성 사이에 유의적인 陽(+)의 관계가 있다고 주장하였다. 또한 레버리지가 증가함에 따라 변동성에 주는 영향은 감소함을 보여주었다. 그리고 분산의 주가탄력성  $\theta_s$ 가 레버리지가 증가함에 따라서 감소함을 CEV(constant elasticity of variance) 모형의 변형을 통해 보여주었다. 이 모형에서의 검증결과  $\theta_s$ 는 -0.12에서 -0.34까지 陰(-) 값을 보여주어  $-1 < \theta_s < 0$ 을 만족하므로 재무레버리지가  $\theta_s$ 의 주요 결정요인이라고 강조하였다.

French, Schwert & Stambaugh(1987)의 연구에 의하면, 기업의 변동성과 기대수익률이 일정하다고 가정할 때 주가의 하락은 레버리지를 증가시키고 기대수익률의 분산을 증가시킨다. 앞서 Christie(1982)의 연구에서는 만일 레버리지가 주가수익률과 변동성 사이의 관계에서 유일한 요인이라면 주가 비율변화에 대한 표준편차 비율변화 즉 변동성의 주가탄력성 계수는 -1에서 0 사이의 범위안에 있어야 한다고 주장하였다. 그런데 French, Schwert & Stambaugh 는 무위험부채를 가지고 있는 기업을 고려할 때 주가변화에 대한 변동성 탄력성 계수는  $-D/V$  ( $D$ 는 부채가치,  $V$ 는 기업의 가치)가 되며 따라서 -1의 최저한계치는 주식의 가치가 없을 때만 가능하다고 하였다. 그들은 이를 실증하기 위하여 S & P 종합지수의 연속형 복리수익률(continuously compounded return)에 대하여 그 표준편차 추정치의 변화율을 회귀분석하였다. 그 결과 1928-1984년 동안의 추정된 탄력성은  $\theta = -1.69$  (표준오차 0.25)로 나타났다. 따라서 -1보다 유의적으로 낮은 값을 보였으며 이러한 결과에 대하여 레버리지는 주식수익률과 변동성 간의 陰(-)의 관계를 설명하는 유일한 설명변수가 아니라고 해석하였다.

Schwert(1989)는 시간에 따라 변하는 주식수익률을 설명할 수 있는 이유 가운데 하나가 주가와 채권가격이 상대적으로 변화함에 따라서 레버리지가 변화하기 때문이라고 하였다. 특히 기업가치의 분산은 주식수익률 분산과 채권수익률의 분산 그리고 그 수익률간의 공분산의 함수라고 하였다. 여기서 무위험부채를 가진 기업을 고려하면, 기업가치의 분산이 일정하게 되며 따라서 주식수익률 표준편차는 레버리지의 함수가 된다고 하고 이를 회귀분석하였다. 자료는 1900-1987년까지의 월별 수익률과 일별 수익률로 실증연구하였으며 그 결과 월별 수익률자료를 이용한 분석에서는 변동성과 레버리지의 관련성을 나타내주는 파라메타가 0.0512 (표준오차 0.0193)으로 유의적으

로 나타났으나 일별 수익률자료를 이용한 분석에서는 비유의적으로 나타났다. 그는 주가가 채권가격에 비하여 상대적으로 떨어질 때나 기업이 이전의 신주발행보다 채권발행을 통한 자본조달이 더 많아 자본구조를 변화시킬 때 주식수익률 변동성이 일어난다고 하였다. 그리고 시장수익률 변동성을 나타내는 월별 표준편차 예측치와 재무레버리지의 변화를 나타내는 주식수익률 변동성의 수준을 비교한 결과 레버리지효과는 주식수익률 변동성의 일부분만을 설명할 뿐이라고 하였다. 그리고 시장수익률 변동성과 레버리지를 포함한 다양한 경제변수의 변동성, 즉 인플레이션, 통화량증가율, 산업생산 등과 같은 경제변수의 변동성과의 회귀분석을 하였으나 주식수익률 변동성을 설명하는 지배적인 변수는 없다고 하였다.

Cheung과 Ng(1992)는 EGARCH모형을 이용하여 레버리지효과를 검증하였는데 EGARCH 모형의 조건부 분산식에 주가수준을 나타내는 설명변수를 도입하여 분석하였다. 표본은 1962년 7월에서 1989년 12월 사이의 251개의 AMEX-NYSE 종목을 대상으로 하였다. 분석결과 251기업의 평균 횡단면 분산의 주가탄력성  $\theta_i$ 는 전 표본 기간에서 -0.056(표준오차 0.0039)을 보여주었으며 이것은 Black 과 Christie에 의하여 가설화된 레버리지효과와 일치한다고 주장하였다. 또한 기업규모와의 상관분석을 통하여 소기업의 주가변동성은 대기업의 주가변동성보다 그 주가변화에 더 민감한 반응을 보인다고 하였다. 이러한 결과는 매수·매도호가 스프레드 (bid-ask spread)와 거래량을 고려한 실증분석에서도 지지한다고 주장하였다.

### III. 韓國證券市場에서의 實證 分析

#### 1. 研究方法

##### (1) 資料의 選擇과 分析期間

본 연구는 조건부이분산모형을 이용하여 레버리지효과와 기업규모효과를 분석하기 위하여 개별기업의 주식수익률을 사용하였다. 표본기업의 주식수익률은 (주)한국증권연구원의 주식수익률 파일 가운데 일별 주식수익률을 이용하였으며 그 수익률에 100을 곱한 퍼센티지 수익률을 사용하였다. 일별 주식수익률의 표본기간은 1992년 1월 3일부터 1996년 12월 27일까지 5년간 1472개 일별 수익률 자료이다. 표본기업의

선정)은 충분한 시계열을 얻기위하여 1992년 이전에 상장된 기업을 대상으로 하였다. 그러나 ① 분석기간중 상장 폐지된 기업, ② 한 번이상 관리대상종목에 편입되었던 경험이 있던 기업, ③ 다른 상장기업과 합병한 기업, ④ 은행, 증권, 보험을 포함한 금융업종, ⑤ 12월 결산 이외의 기업, ⑥ 1992년 이후 결산기를 변경한 기업은 표본대상에서 제외하였고 그 가운데에서 100기업을 선택하여 이를 '수정 EGARCH' 모형에 적용시켜 모형적합성 검정을 실시한 결과 부적합한 표본을 제외한 71기업을 최종적으로 선정하였다.

개별기업의 규모는 기업의 연말시장가치, 즉 주식의 연말종가에 총주식수를 곱하여 구하였으며 이것을 다시 표본기간에 걸쳐 평균한 값으로 정하였다.

$$\text{기업규모} = \sum_{i=1}^n (\text{기업의 연말시장가치})_i / n \dots\dots\dots(3-1)$$

기업의 연말시장가치 = 주식의 연말종가 \* 주식의 총수  
 단, n은 표본기간

개별기업의 연말 종가와 주식 총수는 증권시장지를 참조하였다.

개별기업의 레버리지를 나타내는 부채비율은 단기부채와 장기부채를 모두 합한 부채총계의 장부가치에 기업의 연말 시장가치로 나누었으며, 이것을 다시 표본기간 동안의 평균으로 구하였다.

$$\text{부채비율} = \sum_{i=1}^n (\text{부채총계} / \text{기업의 연말시장가치})_i / n \dots\dots\dots(3-2)$$

단, n은 표본기간

표본기업의 부채총계는 증권협회에서 발행하는 상장기업 총람과 일부 KIS-FAS 자료를 이용하였다.

그리고 주식수익률의 요일효과와 자기회귀효과를 통제하기 위한 예비회귀모형의 주식수익률자료로 1992년 1월 3일부터 1996년 12월 27일까지의 종합주가지수 일별 수익률 퍼센티지 자료를 사용하였다.

---

1) 표본기간과 표본기업의 수를 상기와 같이 제한한 것은 기술적인 이유 때문이다. 본 연구에 사용된 통계소프트웨어는 GAUSS프로그램으로서, 분석모형인 수정된 EGARCH모형의 파라메타를 추정하는데 최우추정법(MLE)을 사용한다. 그런데 최우추정법은 수치최적화 과정에서 시간이 오래 걸린다는 단점이 있다. 따라서 추정하여야 할 표본기간을 5년으로하고 표본기업을 최초 100개로 제한하였다.



(2) 分析模型

본 연구에서 변동성에 대한 레버리지효과를 검증하기 위하여 주로 표본기업의 주식수익률에 ‘수정된 EGARCH모형’을 사용하였다. 수정된 EGARCH모형은 TGARCH 모형<sup>2)</sup>과 함께 Glosten, Jagannathan & Runkle(1993)이 제시한 모형이다.

Glosten, Jagannathan & Runkle은 표준적인 GARCH모형이 주식 초과수익률의 시계열적 특성을 제대로 포착하지 못한다고 판단하고 새로운 모형 즉 TGARCH모형을 제시하였는데 그 기본적 형태는 다음과 같다.

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

여기서  $\varepsilon_{t-1} < 0$ 이면,  $S_t^- = 1$ ,  $\varepsilon_{t-1} > 0$ 이면,  $S_t^- = 0$ 이다.  $S_t^-$ 는 정보에 대한 변동성의 비대칭적 반응을 조절하여 주는 더미변수이다. 그들은 상기의 모형 가운데  $\alpha + \beta$ , 또는  $\beta$ 의 값이 陰(-)의 값을 가진다면 어떠한 오차항  $\varepsilon$ 에 대하여 陰(-)의 분산이 발생할 수도 있다는 이유로 상기의 모형을 변형시켜 조건부 분산에 지수형태<sup>3)</sup>를 고려한 다음과 같은 ‘수정된 EGARCH’를 제시하였다.

$$\ln h_t = \omega + \beta \cdot \ln h_{t-1} + \alpha \cdot \varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} + \gamma \cdot \varepsilon_{t-1} \cdot S_t^- / \sqrt{h_{t-1}} \dots\dots\dots(3-4)$$

상기식 (3-4)에서는 식 (3-3)과는 달리  $\varepsilon_{t-1}^2$ 대신에  $\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$ 를 사용하였는데 그것은 비기대 예측오차의 큰 값이 발생할 경우 그 충격을 최소화하기 위해서이다. 또한 다른 조건이 일정하고  $\alpha, \gamma < 0$ 인 상황에서  $\varepsilon_{t-1} > 0$ 이면  $\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$ 의 계수가  $\alpha$ 가 되며,  $\varepsilon_{t-1} < 0$  이면  $\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$ 의 계수가  $\alpha + \gamma$ 가 되어 더욱 가파른 모양이 된다. 따라서 정보에 따른 변동성의 비대칭효과를 반영하고 있다.

본 연구에서 수정된 EGARCH모형을 선택한 이유는 변동성에 대한 레버리지효과를 검증하기 위한 GARCH형태 가운데 지수형태의 조건부이분산모형이 적합하기 때

---

2) TGARCH 모형은 Glosten, Jagannathan & Runkle(1993)과 함께 Rabemanajara와 Zakoin(1993)의 모형이 있는데 모두 분산식에서 비기대예측오차가 음의 값을 가질 때 그 파라메타가 더 큰 값을 가지게 되어 문턱효과(threshold effect)를 반영하고 있다.

3) Glosten, Jagannathan & Runkle(1993)은 제약된 조건부 분산에 대한 잠재적 음(-)의 값 때문에 로그모형을 사용하는 유일한 이유는 아니라고 했다. 로그모형이 단순한 이분산으로 나타낸 모형보다 조건부 분산을 더 잘 표현한다고 하였다.

문이다. 그것은 Cox 와 Ross(1976)에 의하여 연구된 다음과 같은 일정분산탄력성모형(CEV)에서 연유한다.

$$dS = \mu \cdot S \cdot dt + \lambda \cdot S^{\theta+1} \cdot dZ$$

여기서  $dZ$ 는 Gauss-Weiner process,  $\lambda$ 는  $\lambda > 0$ 인 파라메타,  $\theta$ 는 분산의 주가탄력성을 나타낸다. 상기식을 주식수익률 형태로 고치면 다음과 같다.

$$dS/S = \mu \cdot dt + \lambda \cdot S^{\theta} \cdot dZ$$

$$\therefore \sigma_s = \lambda \cdot S^{\theta} \dots\dots\dots(3-5)$$

상기식 (3-5)는 표분편차이므로 분산을 나타내기 위하여 양변에 제곱을 하여 log를 취하고 오차항을 넣어 회귀식을 만들면 다음과 같다.

$$\ln \sigma_{s,t}^2 = \ln \lambda + 2 \theta \ln S_t + u_t \dots\dots\dots(3-6)$$

따라서 상기의 식 (3-6)을 조건부이분산모형의 분산회귀식과 대비해 보면 지수형태의 조건부이분산모형이 적합함을 알 수 있다. 뿐만 아니라 상기식에 의하면 변동성을 분산으로 표현하면서 변동성의 주가탄력성은 -1에서 0의 범위를 갖는 것이 아니라 -2에서 0의 범위를 갖게 된다는 것을 알 수 있다. 따라서 레버리지효과를 검증하기 위하여 본 연구에서는 수정된 EGARCH모형의 분산식에 주가수준을 넣어서 분석하였다.

그 이전에 본 연구에서는 퍼센티지 일별 주식수익률을 사용하기 때문에 주식수익률의 요일효과와 자기회귀과정을 조정하기 위하여 다음과 같이 분석기간의 종합주가 지수 퍼센티지 일별수익률을 표준적인 GARCH모형에 적용시켜 분석하였다.

$$R_t = \sum_{j=1}^6 a_j \cdot D_j + b \cdot h_t + \sum_{j=1}^6 c_j \cdot R_{t-j} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(3-7)$$

$$h_t = \alpha + \beta \cdot h_{t-1} + \gamma \cdot \varepsilon_{t-1}^2$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

상기의 (3-7)식에서  $D_j$ 는 월요일부터 토요일까지 요일효과를 통제하기 위한 것이며  $R_{t-j}$ 는 자기회귀과정을 통제하기 위한 것이다. 이 회귀결과에 따라 비유의적인 값을 가진 변수들은 제외시킨 다음 표본기업의 주식수익률에 수정된 EGARCH모형

을 적용시켰다. 이때에는 레버리지효과를 측정할 수 있는 변수, 즉 주가수준  $\ln P_{t-1}$ 이 수정된 EGARCH 모형의 분산식에 삽입된다.

$$R_{i,t} = \sum_{j=1}^n a_j \cdot D_j + b \cdot h_t + \sum_{j=1}^k c_j \cdot R_{t-j} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (3-8)$$

$$\ln h_{i,t} = a_i + \beta_i \cdot \ln h_{i,t-1} + \gamma_i \cdot \varepsilon_{i,t-1} / \sqrt{h_{i,t-1}} + \delta_i \cdot \varepsilon_{i,t-1} \cdot S_i^- / \sqrt{h_{i,t-1}} + \theta_i \cdot \ln P_{i,t-1}$$

$$\varepsilon_i \sim N(0, h_t), \quad z_t = \varepsilon_i / \sqrt{h_t}$$

여기서  $R_{i,t}$ 는  $i$ 기업의 일별 주식수익률이고  $h_{i,t}$ 는  $i$ 기업의 조건부 이분산이며  $P_{i,t-1}$ 은  $i$ 기업의  $t-1$ 기의 주가를 나타낸다. 그리고 상기의 식 (3-8)에서  $n$ 과  $k$ 는 식 (3-7)에서 모수추정 결과 요일효과와 자기회귀과정의 유의적인 변수만을 포함시키기 위한 것이다.  $h_{t-1}$ 의 계수  $b$ 는 변동성 시장가격을 나타내며 시간에 따라 변화가능성이 존재한다.  $\varepsilon_{i,t-1} \cdot S_i$ 의 계수  $\delta_i$ 는 변동성의 정보비대칭반응을 포착해 준다.  $\ln P_{t-1}$ 의 계수  $\theta_i$ 는 Black(1976)과 Christie(1982)에 의하면 분산의 추가탄력성을 의미하므로, 레버리지가 주가와 변동성의 역의 관계를 유도하여 陰(-)의 값을 가져야 한다. 더욱이 앞서 언급한 바와 같이 -2 에서 0의 범위를 가져야 할 것이다. 그러므로 식 (3-8)는 레버리지효과에 대하여 직접적으로 검증함에 있어서 주식수익률의 시계열상관 그리고 이분산성을 통제하고 있다.

레버리지에 의한 변동성과 기업규모와는 관련이 없다는 귀무가설을 검증하기 위하여 수정된 EGRACH분석모형의 각 모수들과 기업규모 사이에 스피어만 順位相關分析(Spearman rank correlation analysis)을 실시하였다. 스피어만 순위상관검정은 비모수적 추론 방법인데 이러한 절차는 분포의 형태가 미리 알려져 있지 않았을 때나 측정단위가 서로 다를 때 유용한 방법이다. 흔히 많이 사용하는 피어슨 상관분석은 두 변수가 정규분포를 따른다는 가정을 하고 있다. 본 연구에서 스피어만 순위상관분석을 사용한 이유는 기업규모와 같은 변수가 큰 값을 갖는 표본 때문에 분포가 오른쪽 꼬리분포를 할 가능성이 많기 때문이다. 스피어만 상관계수는 두 변수간에 상관관계가 없다는 귀무가설하에 평균  $0, 1 / (n - 1)$ 의 분산을 갖는다. 관측치의 수  $n$ 이 크게 되면  $\gamma_3$ 의 분포는  $n$ 의 정규분포를 하게 된다.

## 2. 實證結果

### (1) 模型適合性檢證

본 연구에 사용하고자 하는 식 (3-8)의 수정된 EGARCH모형의 설정이 적절한지 검정하기 위하여 우도비율검정(log likelihood ratio test)를 사용하였다. 우도비율검정은 수정된 EGARCH모형의 분산식의 파라메타를 0으로 제약하는 귀무가설을 설정하여 비제약된 모형하에서의 최대우도 값과 제약된 모형하에서의 최대우도값의 비율을  $\chi^2$ 검정을 하여 적합성을 판정한다.  $\chi^2$ 의 검정통계량의 자유도는 제약되는 파라메타의 수와 일치한다. 본 연구의 표본으로 사용된 기업의 평균 우도비율은 77.92

<표 1> 평균회귀식의 요일효과와 자기상관회귀효과를 검증하기 위한 GARCH 모형

$$R_t = \sum_{j=1}^6 a_j \cdot D_j + b \cdot \sqrt{h_t} + \sum_{j=1}^6 c_j \cdot R_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$h_t = \alpha + \beta \cdot h_{t-1} + \gamma \cdot \varepsilon_{t-1}^2 \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

평균 회귀식							
계 수	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$	$a_5$	$a_6$	$b$
계수값	-0.035	-0.210	0.004	-0.136	-0.069	-0.093	0.109
t-값	-0.252	-1.366	0.029	-0.899	-0.456	-0.593	0.846
계 수	$c_1$	$c_2$	$c_3$	$c_4$	$c_5$	$c_6$	
계수값	0.100	-0.057	0.082	-0.033	-0.0007	-0.023	
t-값	3.462*	-2.119*	3.058*	-1.233	-0.028	-0.860	
분산 회귀식							
계 수	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	Q(6)	Q(12)	log likelihood	
계수값	0.0795	0.8205	0.1195	1.685	10.624	-2211.98	
t-값	3.575*	25.33*	5.332*	(0.946)	(0.561)		

주) 자료 : 종합주가지수 일별수익률

기간 : 1992.1.3. ~ 1996.12.27.

\* : 5% 유의수준 , 괄호안은 p-value

로써 유의수준 5%에서 GARCH효과가 없다는 귀무가설을 기각하였다. ( $\chi^2_4(\alpha=0.05)=9.49$ )

또한 모형이 정확히 기술되었다면 표준화된 잔차는 시계열적으로 독립되어야 한다. 표준화된 잔차에 대한 시계열상관에 대한 검증은 Ljung-Box의 Q검정통계량을 사용하였는데 표준화 잔차  $z_t$ 에 대하여 6시차와 12시차에 걸쳐 실행하였다. Ljung-Box의 Q검정통계량은 시계열자료로부터 얻어진 여러 시차의 자기상관계수를 누적하여 동시적으로 검정하는 방법이다. Ljung-Box의 Q검정통계량은 최종 시차의 수 만큼 자유도를 갖는  $\chi^2$ 분포를 따르는 것으로 알려졌다. 본 연구에서는 최초로 표본기업으로 선정된 100개 기업 가운데 모형의 최우추정의 수치최적화과정에서 수렴하지 못한 표본이 6개 기업이 있었으며 나머지 표본 가운데 시차 6의 Q검정과 시차 12의 Q검정통계량에서는 5% 수준에서 유의적인 표본이 23개 되었다. 따라서 이러한 표본은 편

<표 2> Modified EGARCH 모형의 최우추정치에 대한 횡단면 평균

$$R_{i,t} = \sum_{j=1}^3 c_{i,j} \cdot R_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\ln h_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \cdot \ln h_{i,t-1} + \gamma_i \cdot \varepsilon_{i,t-1} / \sqrt{h_{i,t-1}} + \delta_i \cdot \varepsilon_{i,t-1} \cdot S_t^- / \sqrt{h_{i,t-1}} + \theta_i \cdot \ln P_{i,t-1}$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim N(0, h_{i,t})$$

파라메타	평균	t-값	중위수	최저치	최고치	t-값	중위수
$c_{i,1}$	0.0634	2.197*	0.0573	-0.0423	0.1621		2.111
$c_{i,2}$	-0.0591	-2.134*	-0.0630	-0.1367	0.0489		-2.976
$c_{i,3}$	0.0094	-0.413	0.0128	-0.0702	0.0654		0.431
$\alpha_i$	0.8316	1.698	-0.7329	-2.3303	5.3269		2.022
$\beta_i$	0.7513	14.593*	0.7778	-0.2024	0.9228		15.108
$\gamma_i$	0.1499	3.940*	0.1409	0.0254	0.2486		4.111
$\delta_i$	-0.2939	-4.574*	-0.2789	-0.5125	-0.0716		-4.627
$\theta_t$	-0.0598	-1.292	-0.0527	-0.3336	0.2511		-1.651

주) 기간 : 1992. 1. 3. ~ 1996.12.27.

자료 : 표본기업 71개의 일별주식수익률데이터

\* : 5% 수준하에서 유의적인 통계량

의가 있는 추정치를 제공할 가능성이 있으므로 제외하였다. 이에 표본기업으로 사용된 71기업의 일별 주식수익률 자료는 수정된 EGARCH모형에 적합하게 되었다.

## (2) 수정된 EGARCH 모델을 이용한 레버리지效果 分析

요일효과와 자기회귀효과를 검증하기 위하여 식 (3-7)의 GARCH모형을 실행한 결과가 <표 1>에 제시되어 있다. 평균회귀식에서 5% 유의수준에서 요일효과를 나타낼 수 있는 변수는 어느 것도 없으며, 주식수익률과 변동성의 관계를 나타내는  $b$ 계수도 통계적으로 유의적인 값을 보여주고 있지 못하다. 자기회귀과정은 5% 이내수준에서 시차 1에서 시차 3까지가 유의적이다. 분산식에서는 GARCH효과가 잘 나타나는 것으로 보인다. 이 결과에 따라서 식 (3-8)에서  $n = 0$ ,  $k = 3$ 으로 하여 표본기업에 대하여 수정된 EGARCH모형을 실시하였다. 그 결과 1992년 1월 3일에서 1996년 12월 26일 사이의 5년 기간에 대하여 표본 71기업의 일별수익률을 사용하여 추정한 파라메타의 횡단면 평균을 <표 2>에 제시하였다. <표 2>를 살펴보면 다음과 같은 사실을 알 수 있다. 첫째, AR과정(autoregressive process)은 표본기업의 평균 시차 2까지 5% 수준하에서 유의적인 값을 보여주고 있다. 특히 시차 2의 회귀계수에서는陰(-)의 유의적인 값을 보여주고 있다. 이와같은 결과는 대체로 기존의 연구결과와 일치한다고 볼 수 있다. 둘째, GARCH효과를 나타내주는  $\beta_i$ 와  $\gamma_i$ 의 값은 매우 유의적이다. 따라서 당일의 조건부 분산은 전일의 분산의 75%를 그리고 비기대 예측오차의 15% 정도의 영향을 받는다고 볼 수 있다.

세째, 정보에 대한 변동성의 비대칭반응효과를 알 수 있는 계수  $\delta_i$ 는 5% 이하수준에서 유의적인陰(-)의 부호를 보여주고 있다. 그러나  $\gamma_i$ 계수가陽(+)의 부호를 보여주고 있어  $\varepsilon_{i-1}$ 이陰(-)의 값을 가질 때  $\gamma_i$ 계수를 상쇄시켜 정보에 따른 변동성의 비대칭적 반응은 크지 않은 것으로 보인다. 이와같은 결과는 이윤선(1996)의 연구결과와 일치한다. 넷째, 레버리지효과를 알 수 있는  $\theta_i$ 계수는 -0.0415, 표준오차 0.2232로 역시 5% 수준 아래에서 유의적이지 못하다. 그러나  $t$ -값의 추정치는 표본 71기업의 평균으로서 추정오차가 발생할 수 있다.  $t$ -값 중위수를 보면 -1.651을 보여주고 있는데 이것은 표본기업의 절반이 유의수준 10%에서 유의적인 값을 갖는다는 의미가 있다. 좀 더 자세히 살펴보면 표본 71기업 가운데陰(-)의 계수를 갖는 경우는 61기업

으로 전체 표본의 84%이었으며 유의수준 10% 이하에서 유의적인 값을 가진 표본은 36기업으로 전체 표본의 50.07%를 차지하며 음(-)의 값을 가진 표본 가운데 차지하는 비중은 59.01%였다. 따라서 t-값 평균의 통계적 유의성은 다소 떨어지나 경제적인 의미는 과소평가할 수 없다고 할 것이다.

그리고 변동성의 주가탄력성  $\theta_i$ 는 앞서 언급한 바와 같이 그 추정범위가 -2에서 0 사이에 존재하여야 한다.  $\theta_i$ 의 횡단면 평균이 -0.0598의 음(-)의 값으로 그 범위사이에 존재하고 있음을 알 수 있다. 다만 최저치 -0.336 최고치 0.2511으로서 양(+)의 값을 포함하고 있다. 양의 값은 표본기업 가운데 10개로서 14%를 차지하고 있지만 5% 수준에서 유의적인 값은 3개에 불과하였다<sup>4)</sup>.

그러면 변동성의 주가탄력성  $\theta_i$ 의 횡단면 평균이 크게 유의적인 값으로 나타나지 않은 이유는 무엇일까? 여기에는 여러가지 원인이 있겠지만 크게 4가지로 요약해 볼 수 있다. 첫째, 가격제한폭의 문제이다. 둘째, 주가하락이 레버리지와 관련이 없는 경우이다. 셋째, 주가가 하락하여 레버리지가 증대하더라도 위험요인으로 인식하지 않을 경우이다. 넷째, 앞의 세가지 요인이 복합적으로 나타날 때이다. 먼저 가격제한폭의 문제점은 기존의 여러 연구에서 지적되었다. 가격제한폭이 존재하게 되면 주가등락에 장애가 발생하게 되어 충분한 변동성을 나타낼 수 없다. 본 논문의 표본기간 가운데 1992년 1월 3일부터 1995년 3월 1일 이전까지는 제도적으로 주가수준별로 상이한 가격제한폭을 주어왔으며 그 이후부터 1996년 11월 27일까지 일률적으로 상하한폭 6%로 운용하여 왔고 그 후 표본기간의 연말까지는 상하한가폭 8%로 시행되었

<표 3> 평균주가변화율과 레버리지변화율평균

연 도	'92	'93	'94	'95	'96
평균주가변화율	0.2555	0.2824	0.2427	-0.2848	-0.2068
레버리지변화율평균	-0.1057	-0.2202	-0.0330	0.6489	0.1495

주) 평균주가변화율은 71개 표본기업의 연말주가의 평균증가율이며 레버리지변화율평균은 71 표본기업의 레버리지증가율의 평균임

4) Christie(1982)에 의하면 양(+)의 값은 추정오차로 인한 발생가능성과 함께 배당금의 존재 또는 서로 다른 변동성을 가진 자산포트폴리오를 보유하고 있을 때 양(+)의 변동성 주가탄력성이 존재할 수 있다고 하였다.

다. 따라서 표본기간 동안에는 가격제한폭이 크게 개선되지 않았으며, 가격제한폭이 상하한폭 12%인 현재에도 상하한가가 속출하는 경우가 빈번한 것을 고려한다면 표본기간동안 레버리지효과에 대한 가격제한폭의 영향을 직접적으로 검증하기에는 어려움이 있다. 둘째로 주가하락이 레버리지와 관련이 없을 경우 변동성에 영향을 주기는 어렵다고 할 수 있다. Schwert(1989)의 연구에서 언급한 바와 같이 채권가격이 주가에 비하여 더 떨어질 때나 채권발행보다 신주발행을 통한 자본조달이 더 많아 자본구조가 변화될 때를 가정할 수 있다. 그런데 1992년부터 1996년 사이 표본기업의 평균 주가변화율과 레버리지변화율평균을 나타낸 <표 3>을 보면 평균주가가 상승하는 시기인 '92년에서 '94년 사이에 레버리지변화율 평균은 지속적으로 감소하고 있음을 보여주고 있고 평균 주가가 하락하는 시기인 '95년과 '96년 기간에는 레버리지변화율 평균은 역으로 증가하고 있다. 따라서 우리나라에서는 주가수준과 관련시켜 볼 때 주가 레버리지 구조의 경향성에 변화를 가져온다고 보기는 어렵다. 다시 말하면 우리나라에서는 주가등락과 레버리지는 역의 관계에 있다고 할 것이다. 따라서 주가하락이 레버리지와 관련이 없을 경우라는 가정은 타당성이 적어 보인다. 셋째, 주가가 하락하여 레버리지가 증가하더라도 위험의 증대로 인식하지 않는다면 레버리지효과는 나타날 수 없을 것이다. 그러나 표본 71기업의 수정 EGARCH 최우추정치와 그 표본 레버리지와의 상관관계를 분석한 <표 4>를 보면 레버리지와 분산의 주가탄력성  $\theta_i$ 와의 상관계수가 -0.3064로서 유의수준 5% 이하에서 통계적으로 유의적인 값을 보여주고 있다. 즉 레버리지가 클수록  $\theta_i$ 는 감소함을 의미한다. 그런데 분산의 주가탄력성  $\theta_i$ 는 이론적으로 陰(-)의 값이므로 레버리지가 증가할수록  $\theta_i$ 의 절대치는 증가한다는 의미이다. 따라서 레버리지가 증가할수록 변동성은 증가한다고 해석할 수 있다. 이와같은 결과는 Christie(1982)가 변동성은 재무레버리지의 양의 증가함수라는 주장과도 일치한다고 볼 수 있다. 이상으로 볼 때 레버리지의 증가는 위험의 증가로 인식되고 있음을 알 수 있다. 따라서 주가수준과 변동성을 연결하여주는 파라메타  $\theta_i$ 의 71 표본기업의 평균값이 기대보다 낮은 통계적 유의성을 보인 것은 가격제한폭의 제도적 원인일 가능성이 높은 것으로 보여진다.



<표 4> 레버리지와 Modified EGARCH 최우추정치와의 스피어만 상관분석

$$R_{i,t} = \sum_{j=1}^3 c_{i,j} \cdot R_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\ln h_{i,t} = a_i + \beta_i \cdot \ln h_{i,t-1} + \gamma_i \cdot \varepsilon_{i,t-1} / \sqrt{h_{i,t-1}} + \delta_i \cdot \varepsilon_{i,t-1} \cdot S_i^- / \sqrt{h_{i,t-1}} + \theta_i \cdot \ln P_{i,t-1}$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim N(0, h_{i,t})$$

파라메타	$c_{i,1}$	$c_{i,2}$	$c_{i,3}$	$a_i$	$\beta_i$	$\gamma_i$	$\delta_i$	$\theta_i$
상관계수값	-0.1867	-0.0301	0.0099	0.3122	-0.1035	0.0911	-0.1069	-0.3064
p-valu	0.118	0.802	0.934	0.008	0.390	0.449	0.374	0.009

주) 기간 : 1992. 1. 3. ~ 1996.12.27.

자료 : 상장기업 71개의 일별주식수익률데이터

### (3) 변동성과 企業規模에 관한 實證分析

변동성과 기업규모와의 관련성을 분석하기 위하여 식 (3-8)의 수정된 EGARCH모형으로 추정한 각 파라메타와 기업규모와의 스피어만 순위상관분석을 실시하였다. 그 결과가 <표 5>에 제시되어 있는데 주목할 만한 사항은 먼저 기업규모와 파라메타  $\theta_i$  사이에 상관계수가 -0.2263(p-value 0.057)로서 유의적인 陰(-)의 상관관계를 보여주고 있다는 사실이다. 즉 기업규모가 클수록  $\theta_i$ 는 작아진다는 것을 의미한다.  $\theta_i$ 가 작아진다는 것은 분산회귀식과 관련시켜 볼 때 기업규모가 클수록 주가가 상대적으로 낮은 수준에서 변동성이 증가하는 것으로 볼 수 있다. 이러한 실증결과는 Cheung과 Ng(1992)의 연구결과 즉  $\theta_i$ 와 기업규모와의 사이에 강력한 陽(+)의 상관관계가 존재한다는 주장과 상반되는 결과이다. 그들은 陽(+)의 상관관계에 대한 중요한 논거로 소기업일수록 레버리지가 높다는 사실을 제시하고 있다. 따라서 본 연구에서도 레버리지와 기업규모와의 상관분석을 표본기간에 걸쳐 실시하였다. <표 6>에서 보듯이 5년 평균의 기업규모와 레버리지와의 스피어만 순위상관계수는 0.0570, p-value 0.636으로 유의적인 값을 보여주고 있지 못할 뿐만 아니라 '92년도에서 '96년도까지의 분석 결과 어느 연도에서도 유의적인 값을 보여주지 못하고 있다. 따라서 우리나라에서는 기업규모와 레버리지와는 관련성이 별로 없는 것으로 보인다<sup>5)</sup>.

5) 미국의 연구결과와 달리 소기업이 대기업보다 레버리지가 높지 않고 상기와 같은 현상을 보이는 것은 그동안 우리나라의 만성적인 자금초과수요현상 때문이라고 생각한다. 오히려 대기업일수록

<표 5> 기업규모와 Modified EGARCH 최우추정치와의 스피어만 상관분석

$$R_{i,t} = \sum_{j=1}^3 c_{i,j} \cdot R_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\ln h_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \cdot \ln h_{i,t-1} + \gamma_i \cdot \varepsilon_{i,t-1} / \sqrt{h_{i,t-1}} + \delta_i \cdot \varepsilon_{i,t-1} \cdot S_i^- / \sqrt{h_{i,t-1}} + \theta_i \cdot \ln P_{i,t-1}$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim N(0, h_{i,t})$$

파라메타	$c_{i,1}$	$c_{i,2}$	$c_{i,3}$	$\alpha_i$	$\beta_i$	$\gamma_i$	$\delta_i$	$\theta_i$
상관계수값	-0.1793	0.0869	-0.0172	0.1676	0.0369	0.0591	-0.0335	-0.2263
p-value	0.134	0.470	0.886	0.162	0.759	0.624	0.781	0.057

주) 표본기업 71기업, 표본기간 1992. 1. 3. ~ 1996.12.27.의 일별수익률자료를 사용 Modified EGARCH모형으로 추정된 파라메타의 평균과 동기업의 기업의 자본총계를 표본 기간 평균한 값을 기업규모로 하여 스피어만 상관분석함

기업규모가 클수록 주가가 상대적으로 낮은 수준에서의 변동성이 증가하는 현상은 주식시장 침체에 특징적으로 나타난다고 볼 수 있다. 종합주가지수가 하락하는 과정에서 개별종목장세를 연출하는 경우를 볼 수 있는데, 대부분의 대형주들은 약세를 보이는 반면 특정 호재를 갖고 있거나 만들어 내는 중소형주의 개별종목들이 강세를 보이는 현상이다. 이러한 현상은 우리나라 증권시장의 기관화 내지 법인화 현상과 외국인에 대한 증시개방과 관련이 있는 것으로 보인다. 주식투자자별 소유분포를 나타낸 <표 7>를 살펴보면 '92년이래 개인 주식투자비중이 꾸준히 줄어들고 있으며 법인의 투자비중 및 외국인투자비중은 꾸준히 늘고 있다. 이와같은 현상은 투자패턴에도 상이한 모습을 보여주고 있다. 채 남기(1998)의 '93년 1월부터 '97년 10월말까지의 일중 거래대금을 기본자료로 한 연구결과에 의하면 자본금 규모별로 투자자 비중을 고려해 볼 때 개인투자자는 대형주보다는 소형주 위주의 높은 투자비중을 보인 반면 기관 및 외국인 투자자 등은 소형주보다는 대형주 위주의 투자양태를 보이고 있다고 주장하였다. 이와같은 현상은 기관투자가 및 외국투자가의 거래규모의 대단위성, 유동성확보의 용이성, 대기업에 대한 정보수집의 상대적 잇점 때문인 것으로 해석된다. <표 8>은 자본금 규모별 주가지수와 그 등락률을 나타낸 표인데 등락률을 살펴보면 주가가 상승기이었던 94년말까지는 대형주와 중형주 그리고 소형주의 등락률이 큰 차이를 보이고 있지 않으나 주가하락기인 '95년 '96년에 대형주는 큰 폭의 하락률을 보인 반면 소형주는

담보능력이나 상대적으로 높은 신용도로 인하여 타인자본조달이 용이한 측면이 있기 때문이다.  
6) 주가상승기와 하락기의 구분은 종합주가지수를 기준으로 함.

소폭이나마 주가가 상승하였음을 보여주고 있다. 즉 외국인투자자와 기관투자자의 증권시장의 영향력의 증대와 더불어 대형주의 주가하락을 중소형주보다 더 심화시켰으며 이에따라 대형주의 주가하락에 따른 변동성의 증가를 야기시킨 것으로 보인다. 따라서 기업규모는 변동성의 또다른 요인으로서 설명할 수 있을 것으로 보인다.

<표 6> 레버리지와 기업규모와의 상관분석

연 도	'92	'93	'94	'95	'96	평균
상관계수값	-0.0554	-0.0770	0.0396	-0.1414	-0.1454	-0.0570
p-value	0.646	0.523	0.742	0.239	0.226	0.636

주) 71개 표본기업의 '92-'96 기간의 레버리지과 기업규모자료를 사용

<표 7> 소유자별 주식분포

(단위 : %)

연도	정부 및 관리업체	기관투자자	기타법인	개인	외국인
'92	9.20	27.77	18.77	39.94	4.13
'93	8.58	27.95	17.16	37.57	8.74
'94	8.62	27.22	18.18	36.87	9.11
'95	8.03	26.78	18.65	36.42	10.12
'96	7.40	26.08	20.65	34.29	11.58

주) 기관투자자는 은행 증권 투자신탁회사, 보험회사, 종합금융 및 신용금고를 포함  
자료원: 증권통계연보 (1996)

<표 8> 자본금 규모별 주가지수 및 등락율

구분	대형주		중형주		소형주	
	주가지수	등락률	주가지수	등락률	주가지수	등락률
'92	458.00	-0.128	779.24	0.081	970.08	0.211
'93	564.23	0.231	1020.00	0.308	1258.73	0.297
'94	748.93	0.327	1344.19	0.317	1677.32	0.332
'95	734.68	-0.019	1511.64	0.124	1886.60	0.124
'96	626.41	-0.147	1344.03	-0.110	1906.04	0.010

주) 주가지수는 연평균이며 자료원은 증권통계연보(1996)이며, 등락률은 (당해연도 주가지수평균 - 직전년도 주가지수평균) / 직전년도 주가지수평균으로 계산

## IV. 結 論

본 논문은 조건부이분산모형을 이용하여 주가수준이 상대적으로 낮아지면 레버리지가 높아져서 변동성이 크게 나타난다는 레버리지효과 가설과 기업규모가 변동성에 미치는 영향을 우리나라 증권시장에서 실증분석하였다.

變動性에 대한 레버리지效果에 관한 연구는 표본기업 71개의 1992년 1월 3일에서 1996년 12월 27일까지 5년간의 일별 주식수익률 퍼센티지자료를 사용하여 분석하였다. 분석에 사용한 조건부이분산모형은 '수정된 EGARCH' 모형이며 이 수정된 EGARCH모형의 분산식에 개별기업의 주가수준을 독립변수로 하여 레버리지효과를 분석하였다. 분석결과는 주가수준에 대한 파라메타, 즉 변동성의 주가탄력성 계수가 陰(-)의 값을 보이긴 하였으나 통계적으로 유의적이지 못하였다. 그러나 유의수준 10% 이하에서 의미를 가지는 변동성 주가탄력성 파라메타를 가진 표본이 36기업으로 전체표본의 50.7%를 차지하여 경제적 의미를 과소평가할 수 없는 것으로 보인다. 그럼에도 레버리지효과가 통계적으로 다소 약하게 나타난 것은 가격제한폭제도에 연유하는 것으로 보인다.

또한 기업규모가 변동성과의 관계를 실증분석하기 위하여 비모수적 방법인 스피어만 순위상관분석을 이용하였다. 그 분석결과 미국의 연구결과와는 달리 우리나라에서는 기업규모가 클수록 변동성의 주가탄력성이 커지는 것으로 나타났다. 이같은 원인은 레버리지와 기업규모와의 관계 때문이 아니라 기관 및 법인투자자와 외국인투자자의 투자비중이 높아지면서 대형주위주의 매매패턴에 기인하는 것으로 보여진다. 이상으로 볼 때 기업규모는 변동성의 또다른 요인으로서 설명할 수 있을 것으로 보인다.

본 연구에서는 이러한 분석결과에도 불구하고 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 변동성의 레버리지효과 연구에서는 상대적으로 분석기간이 짧은 점과 표본의 수가 적은 점 그리고 무엇보다도 표본기간중에 가격제한이 심하게 이루어졌다는 점 등으로 확실한 결론을 내리기가 어렵다는 것이다. 앞으로의 연구에서는 일일 가격제한폭의 문제점을 극복하기 위하여 주별 또는 월별 수익률의 장기수익률을 이용하면 더 좋은 결과가 있을 것으로 기대된다. 그러나 이러한 한계점에도 불구하고 조건부이분산 모형을 이용한 본 연구결과에 따라 한국증권시장에서 변동성에 대한 새로운 사실을 인식하게 되었으며 투자자의 투자사결정에 도움이 될 것으로 기대한다.

## 참 고 문 헌

- 이윤선, “우리나라 주식수익률의 변동성과 정보비대칭에 관한 실증적 연구: ARCH형태 모형을 중심으로,” 재무관리논총 제 3권 제 2호, 1996, 157-185.
- 채남기, “투자자별 매매양태와 주가영향력 비교분석” 월간 주식 제 353 호, 1998. 17-39.
- Akgiray, V., “Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence 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.
- Black, F. and J. C. Cox, “Valuing Corporate Securities : Some Effects of Bond Indenture Provisions,” *The Journal of Finance* 31, 1976, 351 -367.
- Black, F. and M. Scholes, “The Pricing of Options and Other Corporate Liabilities,” *Journal of Political Economy* 81, 1973, 637 - 654.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics* 31, 1989, 307-327.
- Bollerslev, T., “A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return,” *The Review of Economics and Statistics* 69, 1987 42-547.
- Campbell, John, Y. “Stock Returns and The Term Structure”, *Journal of Fincancial Economics* 18, 1987, 373-399.
- Chan, K. C., G. A. Karolyi and R. M. Stulz, “Global Financial Markets and The Risk Premium on U. S. Equity,” *Journal of Financial Economics* 32, 1992, 137-167
- Cheung, Y. W. and L. K. Ng, “Stock Price Dynamics and Firm Size : An Empirica Investigation,” *Journal of Finance* 47, 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.
- Cox, J. and S. A. Ross, “The Valuation of Options for Alternative Stochastic Processes,” *Journal of Financial Economics* 3 , 1976, 145-166.

- Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroskedsticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica* 50, 1982, 987-1007.
- Engle, R. F., D. Lilien and R. P. Robins, "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure : The ARCH-M Model," *Econometrica* 55, 1987, 391-407.
- Fama, E. F. and G. W. Schwert, "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financia Economics* 19, 1977, 3-29.
- French, K. R., G. W. Schwert and R. F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Jounal of Finance* 45, 1987, 479-496.
- Geske, R., "The Valuation of Compound Options," *Journal of Financial Economics* 7 1979, 63-81.
- 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.
- Macbeth, J. D. and L. J. Merville, "Test of the Black-Scholes and Cox Call Option Valuation Models," *The Journal of Finance* 35, 1980, 285-303.
- Merton, R. C., "The Impact on Option Pricing of Specification Error in The Underlying Stock Price Returns," *The Journal of Finance* 31, 1976, 333-350.
- Nelson, D. B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica* 59, 1991, 267-290.
- Rabemananjara, R. and J. M. Zakoian, "Threshold ARCH Models and Asymmetries in Volatility," *Journal of Appiled Econometrics* 8, 1993, 31-49.
- Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Change over Time?," *Journal o Finance* 44, 1989, 1115-1154.