

국내 주식시장의 비대칭 변동성 원인에 관한 연구

길재욱 (한양대학교)

김나영 (한양대학교)

국내 주식시장의 비대칭 변동성 원인에 관한 연구

길재욱(한양대학교)

김나영(한양대학교)

<연구 요약>

본 연구는 주식시장의 비대칭 변동성의 원인을 정보 비효율성의 관점에서 살펴보기 위하여 투자자의 선호종목 특성과 거래행태를 잘 설명하는 기업특성인 기업규모를 이용하여 비대칭변동성의 관계를 살펴보았다. 분석대상은 가치가중평균(value weighted average)방식과 동일가중평균(equal weighted average)방식의 주가지수 수익률 및 개별주식 수익률로 GJR-GARCH 모형을 이용하여 분석하였다.

그 결과 가치가중평균방식과 동일가중평균방식 그리고 개별주식 수익률을 이용하여 구성된 포트폴리오 수익률 분석에서 모두 소형주의 비대칭변동성이 높게 나타났다. 또한 가치가중평균방식과 동일가중평균방식의 주가지수 수익률에 대한 비대칭 변동성 정도를 비교한 결과 부분적이지만 대형주의 비중이 상대적으로 낮은 동일가중평균방식에서 주가지수 수익률의 비대칭변동성이 높게 나타나 소형주의 비대칭 변동성이 크게 나타남을 확인할 수 있었다. 개별주식 수익률을 이용한 분석에서는 비대칭변동성을 나타내는 계수가 음의 유의한 값을 갖는 종목이 전체 종목의 2/3 로 양의 계수값을 갖는 종목은 주로 중·대형주, 음의 값을 갖는 종목은 주로 소형주로 나타났다.

각 투자자가 이용하는 정보는 이들이 선호하는 종목과 거래행태에 따라 다르게 나타나기 때문에 소형주로 갈수록 비대칭변동성이 크게 나타나는 본 연구결과는 정보 비효율성이 변동성의 비대칭을 설명하는 요인임을 제시한다.

핵심단어 : 비대칭 변동성, 기업규모, 정보 비대칭, GJR-GARCH

1. 서론

주식시장에 대한 위험의 추정치로서 변동성은 주식수익률의 행태를 설명하는 데 있어 중요한 요인이다. 이러한 변동성에 대한 정확한 이해와 미래 변동성을 예측하는 일은 자산의 가격결정이나 VaR(Value at Risk)의 추정 및 파생상품을 이용한 다양한 헷징전략에 있어 매우 중요한 의미를 갖는다.

주식수익률의 변동성에 관하여 다양한 연구들이 진행되어왔고 이러한 연구들을 통해 발견된 중요한 현상들 중 하나는 주식수익률의 변동성이 비대칭적으로 나타난다는 사실이다. 비대칭변동성은 주식시장의 변동성이 일반적으로 양의 수익률 충격보다 음의 수익률 충격에 더 민감하게 반응한다는 것을 의미한다.

이러한 비대칭변동성의 원인으로서는 주가의 하락은 기업의 레버리지를 상승시키고 이로 인한 자기자본 위험의 증가로 변동성이 증가된다는 부채효과(leverage effect)와, 유리한 정보(good news)는 가격 상승을 완화하고 반대로 불리한 정보(bad news)는 가격 하락을 더욱 강화하여 비대칭변동성이 발생한다는 변동성피드백 효과(volatility feedback effect)가 있다.

또한 주식시장에 참여하고 있는 비합리적인 투자자 즉, 노이즈 거래자나 추세추종거래자의 비중이 늘어날수록 시장의 정보 비대칭이 커져 주가 변동성이 증가한다는(Sentana and Wadhvani(1992), Shiller(1984)) 연구 결과는 정보 비효율성이 주식시장에서 나타나는 비대칭변동성을 설명할 수 있는 중요한 요인임을 제시한다.

정보 비효율성이 비대칭변동성을 유발하는 주요 원인이 된다면 투자자들이 이용하는 정보의 차이로 인하여 주식시장의 효율성이 감소하고 이는 투자자들의 선호종목 특성과 거래행태에 따라 비대칭 변동성이 다르게 발생할 수 있음을 예상할 수 있다.

길재욱, 김나영, 손용세(2005)에 따르면 투자자들의 선호종목특성을 가장 잘 나타내는 기업의 특성은 기업규모로, 기관과 외국인은 대형주를 선호하고 개인은 소형주를 선호할 뿐 아니라 기관과 외국인의 거래행태는 대형주를 중심으로 개인은 소형주를 중심으로 다른 투자자에게 긍정적인 영향을 미친다는 연구결과를 제시하고 있다.

또한 Lo and MacKinlay(1990a)에 따르면 대형주의 수익률은 소형주의 수익률을 예측하는데 사용될 수 있지만 그 역의 관계는 성립하지 않아

시장에 발생한 충격(shock)은 대형주로부터 소형주로 전이되고, 이러한 정보흐름의 비대칭은 기업규모에 따른 주가변동성의 변화에 중요한 차이점을 갖기 때문에 기업규모에 따라 비대칭변동성이 다르게 나타날 수 있음을 예상할 수 있다.

즉 정보 비효율성이 비대칭변동성의 주요원인이라면 기업규모는 투자자의 선호종목 및 거래행태를 잘 설명할 수 있는 기업특성으로서 투자자들이 이용하는 정보의 차이는 기업규모에 따라 다르게 나타날 것이고 비대칭변동성 역시 기업규모에 따라 차이를 보일 것으로 예상할 수 있다. 따라서 비대칭변동성이 기업규모에 따라 다르게 나타난다면, 투자자들이 이용하는 정보 비대칭으로 주식시장의 효율성이 감소하고 이는 주식시장의 변동성을 증가시키기 때문에 정보 비효율성이 비대칭변동성의 원인임을 주장할 수 있을 것이다.

본 연구는 주식시장의 비대칭변동성의 원인을 정보 비효율성의 관점에서 살펴보는 것을 주 목적으로, 각 투자자들이 이용하는 정보 비대칭으로 인하여 비대칭변동성이 존재함을 보이기 위하여 기업규모에 따른 비대칭변동성의 차이를 분석하고자 한다. 이를 위해 GJR-GARCH 모형을 기본 모형으로 이용하였고 가치가중평균(value weighted average)방식과 동일가중평균(equal weighted average)방식의 주가지수 수익률 및 개별주식 수익률을 분석대상으로 하였다.

이와 같은 기업규모와 변동성과의 관계를 분석하는 것은 변동성을 추정하는데 있어 비대칭변동성의 원인을 고려하는 모형설정에 도움이 될 뿐 아니라 더 나아가 주식 수익률의 움직임을 이해하는데 필요한 정보를 제공하여 주식 수익률의 동태적 행태를 설명하고 이를 모형화 하는데 도움이 된다는 점에서 본 연구의 의의를 둘 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서 비대칭변동성에 대한 선행연구를 요약하고, 3장에서는 연구모형과 분석방법에 대해서 설명하였다. 4장에서는 본격적인 실증분석 결과를 서술하였고 마지막으로 5장에서 시사점 및 결론을 제시하였다.

2. 이론적 배경 및 선행연구

비대칭변동성을 설명하는 요인으로 먼저 부채효과(leverage effect)를 들 수 있다. 부채효과는 주가의 하락으로 인한 기업의 자기자본 가치의 감소는 기업의 레버리지를 증가시키고 이는 자기자본 위험의 증가로 이어져 미래 변동성이 증가된다는 것이다. Modigliani and Miller의 명제 II에 따르면 부채비율이 높을수록 자기자본 수익률의 위험이 크기 때문에 부채비율이 높은 기업의 자기자본 기대수익률이 높다. Black(1976)은 이러한 부채효과의 개념을 기업의 주식수익률 행태에 적용하여 비대칭변동성을 설명하였다. 주가와 변동성의 관계를 분석한 Christie(1982)는 주가변동성이 재무부채의 증가함수임을 발견하였고 주가변동성의 주가에 대한 탄력성은 부채가 증가할수록 0에서 -1 값까지 계속 감소함을 제시하였다. 또한 표본그룹을 부채비율에 따라 포트폴리오를 구성하여 검증한 결과 부채가 증가할수록 변동성에 미치는 영향은 감소함을 보였다.

Cheung and Ng(1992)는 EGARCH 모형을 이용하여 비대칭변동성이 존재함을 보여주고 기업규모가 작을수록 변동성이 커지고 있음을 제시하여 비대칭 변동성의 원인을 부채효과라고 주장하였다.

정병대, 정진호(2002)는 비대칭 변동성의 원인인 레버리지 효과와 변동성 피드백 효과의 존재 여부를 종합주가지수를 이용하여 분석하였는데 그 결과가 두 가지 효과 모두 비대칭변동성을 설명해주는 요인으로 보기 어려운 것으로 나타났으나 두 효과의 공존 가능성을 인정한 통합모형으로 검증한 결과는 국내 주식시장의 비대칭변동성의 원인으로 변동성 피드백 효과보다는 레버리지 효과가 상대적으로 중요한 요인일 수 있음을 제시하고 있다.

비대칭변동성을 설명하는 두 번째 요인으로 변동성피드백 효과(volatility feedback effect)를 들 수 있다. 수익률과 변동성사이의 음(-)의 상관관계는 미래의 기대변동성인 조건부 변동성의 시간적 변동에 영향을 미쳐 예상치 못한 변동성의 증가가 발생했을 때 투자자들의 미래 기대변동성이 증가하고 이로 인한 요구수익률의 증가와 주가의 하락을 가져오게 된다. 따라서 유리한 정보(good news)로 인한 가격상승은 완화되고 반대로 불리한 정보(bad news)로 인한 가격 하락은 더욱 강화되어 결과적으로 비대칭변동성이 발생한다는 것이 변동성피드백 효과이다.

오현탁, 이현상, 이치송(2000)은 주식시장을 상승기와(bull market)와 하락기(bear market)로 구분하여 음의 수익률 충격에 대한 비대칭변동성을

분석한 결과 주식시장이 상승국면보다는 하락국면일 때 음의 수익률의 충격에 대한 비대칭변동성이 강하게 나타난다는 연구결과를 제시하고 있다.

비대칭변동성을 설명하는 마지막 요인은 주식시장의 정보 비효율성으로 인하여 비대칭변동성이 발생한다는 것이다. Shiller(1984)와 Black(1986)에 의하면 주식시장에서 투자자들은 비합리적이고 뉴스에 대해 과잉반응을 하는 경향이 있으며, 주가가 오른 주식을 매입하고 내린 주식을 매도하는 추세추종 거래자(positive feedback trader)와 노이즈 거래자(noise trader)와 같은 비합리적인 투자자가 존재한다. 이러한 비합리적인 투자자의 비중이 늘어날수록 이들이 이용하는 정보의 비대칭은 증가하여 주식수익률에 대한 변동성이 증가하게 되고, 비대칭변동성이 발생하게 된다.

Merton(1995)에 따르면 새로운 금융상품의 도입이나 주식시장의 정보 비대칭을 줄일 수 있는 규제 완화 등은 시장의 효율성을 높이는 동시에 비대칭변동성을 해소하는 수단이 될 수 있다. 따라서 주가지수선물 도입 이후 주식시장의 비대칭변동성이 완화된다면 비대칭변동성의 원인을 정보 비효율성 측면에서 설명할 수 있기 때문에 주로 주가지수선물시장 도입을 전·후로 현물주식시장의 비대칭 변동성의 변화를 비교함으로써 비대칭변동성의 주요 원인을 정보 비효율성 측면에서 설명하였다. Antonjov, Holmes and Priestley(1998)은 독일, 일본, 스페인, 스위스, 영국, 그리고 미국 주식시장을 대상으로 주가지수선물 도입 이후 비대칭 변동성의 변화를 분석한 결과 스페인을 제외한 모든 국가에서 주가지수선물 도입 이후 비대칭 변동성이 완화되었고, 비대칭변동성의 원인 중 하나인 레버리지 효과를 부정하여 시장의 정보 비효율성이 비대칭 변동성의 원인이라는 결론을 제시하고 있다.

국내 주식시장의 비대칭변동성의 존재유무와, 비대칭의 원인에 대해 분석한 변종국, 조정일, 정기웅(2003)은 국내 주식시장의 비대칭변동성의 가장 큰 원인은 주식시장의 정보 비효율성이라고 주장하고 있다. 이는 주가지수 선물 도입 전·후를 대비하여 비대칭변동성을 비교 분석한 결과 주가지수선물 도입 이후의 변동성의 비대칭이 완화된다는 것이다. 또한 기업의 레버리지 비율에 따른 효과를 부정하기에는 다소 무리가 따를 정도이고, 변동성피드백 효과는 지지할 만한 증거를 찾을 수 없다고 주장하였다. 그러나 장경천, 김현석(2005)는 주가지수선물 도입 전·후 모두 시장의 하락국면에서 비대칭변동성이 강하게 나타나며 선물시장 도입은 이러한 현상을 완화하지 못하고 주가지수선물시장에도 현물주식시장에

비하면 다소 낮지만 비대칭변동성이 유의하게 나타나고 있음을 제시하여 주가지수 선물의 도입이 현물주식시장의 정보 효율성을 개선하지 못하고 있음을 제시하였다.

비대칭변동성의 원인을 정보 비효율성 측면에서 분석한 기존의 연구는 주가지수 선물시장과 같은 새로운 시장의 도입을 전후로 비대칭 변동성을 분석하였으나 본 연구는 기업규모에 따른 비대칭 변동성의 차이를 분석하여 각 투자자들이 이용하는 정비 비대칭으로 시장의 비효율성이 발생하고 이로 인한 변동성의 증가로 비대칭 변동성이 발생함을 보이고자 한다.

3. 자료 및 연구방법론

3.1 자료

국내 주식시장의 비대칭변동성의 원인을 분석하기 위하여 2000년 1월 5일부터 2005년 12월 29일까지의 주가지수 자료를 이용하였다. 본 분석에 사용된 주가지수는 가치가중평균방식(value weighted average)과 동일가중평균방식(equal weighted average)의 KOSPI, KOSPI200, 시가총액 규모별 주가지수(대형주, 중형주, 소형주)로서 가치가중평균 방식의 지수는 상대적으로 대형주의 비중이 높기 때문에 기업규모에 따라 비대칭 변동성의 정도에 차이가 있다면 가치가중평균방식과 동일가중평균방식의 비대칭 변동성의 정도는 차이가 있을 것으로 예상되기 때문에 두가지 방식의 주가지수 수익률을 이용하였다.¹ 또한 비대칭변동성의 원인을 개별주식 측면에서 분석하기 위하여 2003년 1월2일부터 2004년 12월30일까지 2년간 개별주식의 일별 수익률과, 해당분석기간의 각 개별주식의 평균시가총액을 기준으로 각 개별종목의 시가총액 평균 상위 100위 종목을 대형주, 101-300를 중형주, 그리고 나머지를 소형주로 하여 구성하여 각 포트폴리오의 평균수익률을 이용하였다²,

¹ 2003년부터 2000년 1월 4일을 1,000p로 하는, 시가총액규모별 주가지수를 산출, 발표하였기 때문에 분석기간을 2000년 1월 4일을 기준으로 하였다.

² 한국증권선물거래소의 시가총액기준 대형주, 중형주, 소형주 지수와 동일한 방식을 사용하기 위하여 상위 100위 종목을 대형주, 101-300위 종목을 중형주, 그리고 나머지를 소형주로 구성하였다.

3.2 연구방법론

주식시장의 변동성의 집중과 시간 가변적 특징을 잘 설명하는 모형으로 Engle(1982)의 ARCH 계열 모형이 주로 사용되고 있는데 ARCH 모형을 추정하는 경우에는 래그(lag)를 크게 설정해야 하는 경향이 있으므로 그 대안으로 Bollersleve(1986)는 ARCH 모형을 일반화하는 GARCH 모형을 제안하였다.

-GARCH(1,1)모형

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, h_{tt})$$

$$h_t = \delta_0 + \delta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_2 h_{t-1}$$

이러한 GARCH 계열의 모형은 현재수익률의 잔차항 제곱이 미래수익률의 변동성에 영향을 미치게 되어 조건부변동성에 대한 충격이 양(+)인지 또는 음(-)인지에 관계없이 항상 대칭적인 효과를 가져오게 된다. 비대칭 변동성을 반영한 모형중에는 EGARCH(Nelson(1991)), GJR-GARCH(Glosten, Jagannathan and Runkle(1993)), NGARCH(Engle and Ng(1993))등이 있다. 일반적으로 가장 많이 사용되는 EGARCH, GJR-GARCH(1,1)모형을 살펴보면 다음과 같다.

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$\text{EGARCH} \quad : \quad \ln h_t = \delta_0 + \delta_1 \ln h_{t-1} + g(z_t), \quad z_t = \varepsilon_t / h_t$$

$$g(z_t) = \omega z_t + \gamma \left(|z_t| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right)$$

$$\text{GJR-GARCH} \quad : \quad h_t = \delta_0 + \delta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_2 h_{t-1} + \gamma D_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$$

$$D_t = \begin{cases} 1 & \varepsilon_t < 0 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

Nelson(1991)의 EGARCH 모형은 z_t 항의 크기와 부호에 의하여 영향을 받는데 ω 가 음(-)의 값을 갖게 되면 수익률의 큰 폭 하락이 다음기의 수익률 변동성을 크게 하는 효과를 가져올 수 있다. 특히 $z_t < 0$ 이면 $\partial \ln h_t / \partial z_t = \omega - \gamma$ 이고 $z_t < 0$ 이면 $\partial \ln h_t / \partial z_t = \omega + \gamma$ 가 되어 EGARCH 모형의 변동성은 충격에 비대칭적으로 반응하게 된다.

GJR-GARCH 은 $\varepsilon_t < 0$ 의 경우 $D_t=1$ 의 값을 갖고 그렇지 않으면 0 의 값을 갖는 음(-)의 충격을 나타내는 더미변수이고, γ 값이 양수이면 악재가

호재보다 조건부 이분산에 미치는 영향이 크게 되어 호재와 악재에 대해 비대칭적 영향을 받는다.

변동성의 비대칭을 반영하는 모형들의 적합성을 검증한 기존의 여러 연구에 따르면(Engle and NG(1993), 구본일(2000)) 대체적으로 GJR-GARCH 모형의 적합성이 높다는 결과가 제시되고 있다.

그러므로 본 연구에서도 비대칭변동성을 반영하는데 있어 GJR-GARCH 모형을 기본모형으로 사용하고자 한다.

GJR-GARCH 모형은 유리한 정보 즉, 예상치 못한 수익률의 실현치 ε_t 가 양인 경우는 GARCH 모형과 동일하지만 불리한 정보에 대해서는 $\gamma\varepsilon_t^2$ 의 영향만큼 GARCH 결과에 추가되어 호재와 악재에 대해 비대칭적 영향을 받게 된다.

또한 GJR-GARCH 모형의 정보충격곡선을 $A = \omega + \beta\sigma^2$ 이라 할 때 유리한 정보($\varepsilon_t > 0$)에 대해 $h_t = \omega + \beta_1\varepsilon_t^2$ 이고 불리한 정보($\varepsilon_t < 0$)의 경우 $h_t = \omega + (\beta_1 + \gamma)\varepsilon_t^2$ 이다. 이 곡선은 $\varepsilon_t = 0$ 에서 중심이 존재하고 양의 상한과 음의 상한에서 각각 다른 기울기를 갖게 된다. 따라서 GJR-GARCH 모형의 비대칭성의 정도는 $A = \beta_1 / (\beta_1 + \gamma)$ 로 측정하고 이를 비대칭비율이라 지칭한다. 이 비율이 낮을수록 변동성의 비대칭 정도가 높은 것을 의미한다(변종국, 조정일, 정기웅(2003), 장경천, 김현석(2005)).

Cheung and Ng(1992)는 251 개의 개별주식을 대상으로 EGARCH 모형을 이용하여 비대칭변동성이 존재함을 보여주고, 기업규모와 추정모수와의 Spearman rank correlation 분석을 통해 기업규모가 작을수록 변동성이 커지고 있음을 제시하였다.

그러나 본 연구는 기업규모와 비대칭변동성의 관계를 분석하기 위하여 GJR-GARCH 모형을 이용하여 첫째, 시가총액 규모별 주가지수((대형주, 중형주, 소형주)를 대상으로 비대칭비율을 비교함으로써 규모에 따른 비대칭변동성의 차이를 분석하였고, 둘째 대·중·소형주의 비중이 가치중평균방식과 동일가중평균방식에 차이가 있기 때문에 비대칭 변동성 정도에도 차이가 있을 것으로 예상되는 바 가치중평균방식과 동일가중평균방식의 국내 주가지수를 이용하여 비대칭변동성의 차이를 분석하였다. 셋째 기업규모에 따라 대형주, 중형주, 소형주 3 개의 포트폴리오를 구성하여 각 포트폴리오별 비대칭변동성의 차이를 살펴보고, 마지막으로 개별주식 수익률을 이용하여 개별종목에 존재하는 비대칭변동성의 특징을 분석하였다.

4. 실증분석 결과

4.1 기술통계분석

<표 1>의 패널 A 는 전체분석기간 동안 분석에 사용된 가치가중평균방식 주가지수 수익률의 기술통계분석을 나타낸 결과이고 패널 B 는 동일가중평균방식 주가지수 수익률의 기술통계 분석결과이다. 우선 패널 A 를 살펴보면 각 지수별 평균값은 소형주를 제외하고 모두 양의 값을 보이고 있으며 주가변동성을 나타내는 표준편차는 큰 차이를 보이지는 않지만 중소형주가 대형주보다 낮게 나타나고 있다.

<표 1> 기초통계량

PanelA. 주가지수(가치가중평균)					
	KOSPI	KOSPI200	LARGE_VW	MEDIUM_VW	SMALL_VW
평균	0.0002	0.0002	0.0002	0.0003	0.0000
중앙값	0.0012	0.0011	0.0010	0.0017	0.0020
최대값	0.077	0.084	0.084	0.091	0.086
최소값	-0.128	-0.127	-0.126	-0.141	-0.149
표준편차	0.020	0.020	0.021	0.018	0.018
왜도	-0.519	-0.442	-0.411	-1.081	-1.361
첨도	6.500	6.225	6.156	10.109	12.522
Jarque-Bera	819.044	687.345	653.614	3393.604	6027.173
PanelB. 주가지수(동일가중평균)					
	TOTAL	KOSPI200_EW	LARGE_EW	MEDIUM_EW	SMALL_EW
평균	0.0003	0.0003	0.0000	0.0004	0.0002
중앙값	0.0015	0.0014	0.0012	0.0014	0.0017
최대값	0.069	0.362	0.097	0.060	0.068
최소값	-0.277	-0.577	-0.735	-0.135	-0.138
표준편차	0.017	0.026	0.027	0.015	0.016
왜도	-3.954	-5.646	-13.502	-1.576	-1.471
첨도	57.352	184.032	360.384	13.868	14.176
Jarque-Bera	185396.900	2021988.000	7894475.000	7869.691	8208.500

패널 B 는 동일가중평균의 주가지수 수익률에 대한 기초통계량으로 평균은 모두 양의 값을 보이고 KOSPI200 과 대형주의 표준편차가 가장 높은 값을 보이고 있다. 분석에 사용된 지수 모두 수익률의 왜도(skewness)는 왼쪽으로 치우쳐져 있고 정규분포보다 뾰족한 첨예분포(leptokurtic)를 보이고 있음을 알 수 있다. 정규성을 검증하는 Jarque-Bera 통계량은 모두 1% 유의수준에서 정규분포 가설을 기각하고 있다.

4.2 주가지수를 이용한 비대칭변동성 분석결과

국내 주식시장의 비대칭변동성에 대한 분석을 위하여 GJR-GARCH 모형을 이용하여 추정하였다.

본문에는 제시하지 않았지만 각 주가지수 수익률에 적합한 모형을 추정하기 위하여 Akaike 정보기준(AIC)을 최소화 하는 모형을 추정한 결과 가치가중평균방식과 동일가중평균방식 모두 중·소형주 지수는 ARMA(1,1)모형, 나머지 지수는 AR(2)모형이 적합한 것으로 나타났다.

$$AR(2) : R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 R_{t-2} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$ARMA(1,1) : R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$GJR-GARCH : h_t = \delta_0 + \delta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_2 h_{t-1} + \gamma D_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$$

$$D_t = \begin{cases} 1 & \varepsilon_t < 0 \\ 0 & \text{elsewhere} \end{cases}$$

또한 각 주가지수 수익률의 GARCH 모형과 GJR-GARCH 모형의 적합성을 검증하기 위하여 각 모형에서 추정된 조건부 분산 h_t 로 표준화한 ε_t 의 분포가 얼마나 표준정규분포에 가까운지를 비교해 보았다. 즉 조건부 분산으로 표준화된 변수 $u_t = \varepsilon_t / \sqrt{h_t}$ 의 표준정규분포 여부를 검증하고, 만일 정규분포하지 않는다면 얼마나 정규분포에 근접한지를 비교하였다. < 표 2>는 그 검증결과로 모든 지수의 표준화 잔차에 대한 평균과 분산은 GJR-GARCH 모형이 GARCH 모형보다 표준정규분포에 근사한다. 각 지수의 왜도와 첨도는 두 모형 모두 정규분포에서 벗어난 값을 가지고 있으나 GJR-GARCH 모형이 GARCH 모형보다 정규분포에 가까운 값을 가지고 있다. 정규성 여부를 판정하는 Jarque-Bera 통계량은 두 모형 모두 정규성을 기각하고 있으나 각 지수에서 모두 GJR-GARCH 모형이 GARCH 모형보다 나은 것으로 나타나고 있다.

<표 2> 주가지수 수익률 표준화 잔차의 정규성 검증결과

	KOPSI		KOPSI200		LARGE_VW		MEDIUM_VW		SMALL_VW	
	GARCH	GJR	GARCH	GJR	GARCH	GJR	GARCH	GJR	GARCH	GJR
평균	-0.047	-0.026	-0.043	-0.023	-0.040	-0.022	-0.045	-0.024	-0.039	-0.018
중앙값	-0.007	0.016	-0.010	0.009	-0.011	0.007	0.017	0.041	0.065	0.081
최대값	3.783	3.917	3.899	4.032	3.778	3.925	3.351	3.928	3.154	3.165
최소값	-7.818	-7.333	-7.655	-7.269	-7.433	-7.108	-8.109	-7.856	-10.737	-10.431
표준편차	1.000	1.001	1.000	1.001	1.000	1.000	1.001	1.001	1.000	1.001
왜도	-0.577	-0.498	-0.518	-0.462	-0.472	-0.426	-0.982	-0.899	-1.655	-1.541
첨도	6.124	5.482	5.854	5.371	5.539	5.167	7.961	7.453	14.258	13.262
Jarque-Bera	680.462	439.051	565.598	397.433	450.389	332.754	1748.325	1416.433	8456.614	7052.059
$E(u_t)=0$	-1.823	-1.005	-1.662	-0.886	-1.544	-0.835	-1.736	-0.918	-1.515	-0.695
	[0.0686]	[0.3149]	[0.0967]	[0.376]	[0.1229]	[0.4037]	[0.0828]	[0.3589]	[0.1299]	[0.4873]
$Var(u_t)=1$	1471.309	1473.831	1471.754	1474.380	1472.010	1473.141	1475.524	1476.108	1471.964	1475.278
	[0.4998]	[0.4817]	[0.4969]	[0.4776]	[0.495]	[0.4867]	[0.4766]	[0.4723]	[0.4973]	[0.4784]

주) $E(u_t)=0$ 과 $Var(u_t)=1$ 의 첫줄은 각각 t-value 와 분산비율이고 이 값이 유의적이면 정규성이 기각된다. []의 값은 P-value 이다.

따라서 국내 주식시장에서 주가변동성을 추정하기 위해서는 GARCH 모형에 비해 비대칭 모형인 GJR-GARCH 모형이 보다 적합하다고 할 수 있으며 이러한 적합성 검증결과를 통해 비대칭 변동성이 존재함을 알 수 있다. 또한 본문에 그 결과를 제시하고 있지는 않지만, 동일가중평균방식의 지수 모두 GJR-GARCH 모형이 GARCH 모형에 비해 적합한 것으로 나타나고 있다.

먼저 가치가중평균방식의 주가지수 KOSPI, KOSPI200, LARGE_VW, MEDIUM_VW, SMALL_VW 의 비대칭변동성을 분석하였고 <표 3>은 그 검증결과이다. 비대칭변동성의 회귀계수 γ 는 각각 0.096, 0.077, 0.072, 0.111, 0.137 로 모두 1% 유의수준에서 유의하게 나타나 비대칭변동성이 존재함을 알 수 있다. 또한 GJR-GARCH 모형의 비대칭 정도를 나타내는 비대칭 비율 A 는 각각 0.82, 0.81, 0.79, 0.74, 0.58 으로 중·대형주는 큰 차이를 보이지 않지만 소형주의 비대칭 비율이 중·대형주에 비해 낮게 나타나 대형주에 비해 소형주의 비대칭 변동성 정도가 높음을 알 수 있다.

<표 3> 가치가중평균지수의 비대칭변동성 분석결과

	α_0	α_1	α_2	β_1	δ_0	δ_1	δ_2	γ	A
KOSPI	0.001	0.060	-0.023		0.000	0.022	0.918	0.096	0.82
	1.88*	1.95**	-0.86		3.64***	2.02**	78.91***	7.14***	
KOSPI200	0.001	0.049	-0.032		0.000	0.018	0.933	0.077	0.81
	1.81*	1.61	-1.21		3.38***	1.64	91.04***	6.36***	
LARGE_VW	0.001	0.046	-0.035		0.000	0.019	0.936	0.072	0.79
	1.79*	1.54	-1.32		3.20***	1.76*	95.73***	5.90***	
MEDIUM_VW	0.001	0.563		-0.411	0.000	0.039	0.886	0.111	0.74
	1.71*	5.21***		-3.41***	4.99***	3.65***	94.94***	6.54***	
SMALL_VW	0.000	0.675		-0.484	0.000	0.099	0.829	0.137	0.58
	0.65	9.05***		-5.41***	6.47***	5.75***	74.12***	4.42***	

주) 첫째 줄은 계수값을 둘째줄은 t-value 를 나타내고, *는 10%, **는 5%, ***는 1%유의수준에서 유의함을 의미한다.

<표 4>는 각 지수 구성종목의 동일가중평균지수 수익률을 사용한 TOTAL, KOSPI200_EW, LARGE_EW, MEDIUM_EW, SMALL_EW 의 비대칭변동성 검증결과이다. 비대칭변동성을 나타내는 회귀계수 γ 는 각각 0.16, 0.624, 0.134, 0.119, 0.059 로 모두 1% 유의수준에서 유의한 값을 보여 각 지수 모두 비대칭변동성이 존재함을 알 수 있다. 또한 시가총액규모별 비대칭 비율은 대형주 중형주 소형주가 각각 0.58, 0.76, 0.41 로 <표 3>과 마찬가지로 소형주의 비대칭변동성이 크다는 것을 알 수 있다.

<표 4>동일평균지수의 비대칭변동성 분석결과

	α_0	α_1	α_2	β_1	δ_0	δ_1	δ_2	γ	A
TOTAL	0.001	0.091	0.031		0.000	0.037	0.855	0.160	0.81
_EW	2.20**	2.83***	1.12		4.87***	3.25***	57.87***	6.92***	
KOSPI	0.001	-0.008	0.052		0.000	-0.003	0.601	0.624	1.00
200_EW	2.71***	-0.29	3.12***		19.97***	-3.46***	75.24***	14.54***	
LARGE	0.001	-0.016	-0.041		0.000	0.097	0.846	0.134	0.58
_EW	2.09**	-0.56	-1.32		4.13***	4.87***	50.36***	6.05***	
MEDIUM	0.001	0.668		-0.572	0.000	0.037	0.825	0.119	0.76
_EW	1.02	5.41***		-4.09***	6.57***	2.90***	38.88***	4.84***	
SMALL	0.000	0.697		-0.506	0.000	0.084	0.877	0.059	0.41
_EW	0.39	10.23***		-6.05***	6.18***	6.86***	85.30***	3.21***	

주) 첫째 줄은 계수값을 둘째줄은 t-value 를 나타내고, *는 10%, **는 5%, ***는 1%유의수준에서 유의함을 의미한다.

가치가중평균에 비해 동일가중평균방식은 대형주의 비중이 감소하므로 소형주의 비대칭변동성이 높게 나타나는 본 연구결과에 의하면 동일평균을 이용할 경우의 비대칭변동성이 높게 나타날 것으로 예상할 수 있다. 따라서 <표 3>과 <표 4>의 비대칭 비율을 비교하면 KOSPI 와 TOTAL 은 0.82,

0.81, MEDIUM_VW 와 MEDIUM_EW 는 0.76, 0.74 로 비대칭변동성의 큰 차이를 보이지 않지만, KOSPI200 과 KOSPI200_EW 는 0.81, 1.00 으로 오히려 가치가중평균방식의 비대칭변동성이 크게 나타났다. 그러나 LARGE 와 LARGE_EW 는 0.79, 0.58, SMALL 과 SMALL_EW 는 0.58, 0.41 로 동일가중평균방식의 비대칭변동성이 높음을 알 수 있다. 이러한 비교를 통해서도 부분적이지만 소형주의 비대칭변동성이 크게 나타남을 확인할 수 있다. 이는 KOSPI 수익률을 대상으로 가치가중평균방식과 동일가중평균방식의 비대칭 정도를 비교하여 가치가중평균방식의 비대칭 비율이 높게 나타나는 변종국, 조정일, 정기웅(2003)의 연구와는 다른 결과이다.

정리하면 시가총액 규모별 지수의 비대칭변동성의 차이와 가치가중평균과 동일가중평균방식의 비대칭변동성의 차이를 통하여 국내 주식시장은 소형주의 비대칭변동성이 크다는 것을 확인할 수 있다.

4.3 개별주식 수익률을 이용한 비대칭변동성 분석결과

비대칭 변동성의 원인을 분석하기 위하여 주가지수 수익률 뿐 아니라 2003년 1월 2일부터 2004년 12월 30일 2년간 한국증권선물거래소의 일별 개별주식 수익률을 이용하여 비대칭변동성을 분석하였다. 먼저 시가총액규모별 대·중·소형주 지수의 구성방식과 동일하게 개별주식수익률을 해당분석기간의 시가총액을 기준으로 3개의 포트폴리오를 구성하였다.

<표 5>는 기업규모를 기준으로 구성한 대형주, 중형주, 소형주의 포트폴리오에 대한 비대칭변동성의 검증결과이다. 비대칭변동성의 회귀계수 γ 는 대형주, 중형주, 소형주 각각 0.139, 0.154, 0.235 로 모두 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 또한 비대칭비율은 각각 0.996, 0.927, 0.824 로 소형주의 비대칭 정도가 가장 높게 나타나 주가지수를 대상으로 한 분석과 동일한 결과를 보이고 있다.

또한 해당분석기간 한국증권선물거래소에서 거래되는 840 종목의 개별주식을 대상으로 비대칭변동성을 분석하였고, <표 6>은 그 검증결과로 10% 유의수준에서 유의한 값을 보인 추정계수의 평균, 중간값, 1 분위수와 4 분위수를 나타내고 있다. [,]은 왼쪽에는 양의값으로 유의한 종목수를 표시하였고 오른쪽에는 음의 값으로 유의한 종목수를 표시하였다.

개별주식 수익률을 이용할 경우 주가지수나 포트폴리오 수익률을 이용한 분석결과와 변동성의 비대칭을 나타내는 계수 γ 값에서 두드러진 차이가 나타남을 알 수 있다.

<표 5> 규모별 포트폴리오의 비대칭변동성 분석결과

	α_0	α_1	δ_0	δ_1	δ_2	γ	A
LARGE_PF	0.108	0.045	0.088	0.001	0.889	0.139	0.996
	1.69*	0.93	2.46**	0.02	34.75***	2.85***	
MEDIUM_PF	0.085	0.130	0.051	0.012	0.867	0.154	0.927
	1.84*	2.56**	2.95***	0.48	30.42***	3.16***	
SMALL_PF	-0.006	0.205	0.039	0.050	0.772	0.235	0.824
	-0.20	3.79***	3.25***	1.26	15.89***	2.93***	

주) 첫째 줄은 계수값을 둘째줄은 t-value 를 나타내고, *는 10%, **는 5%, ***는 1%유의수준에서 유의함을 의미한다.

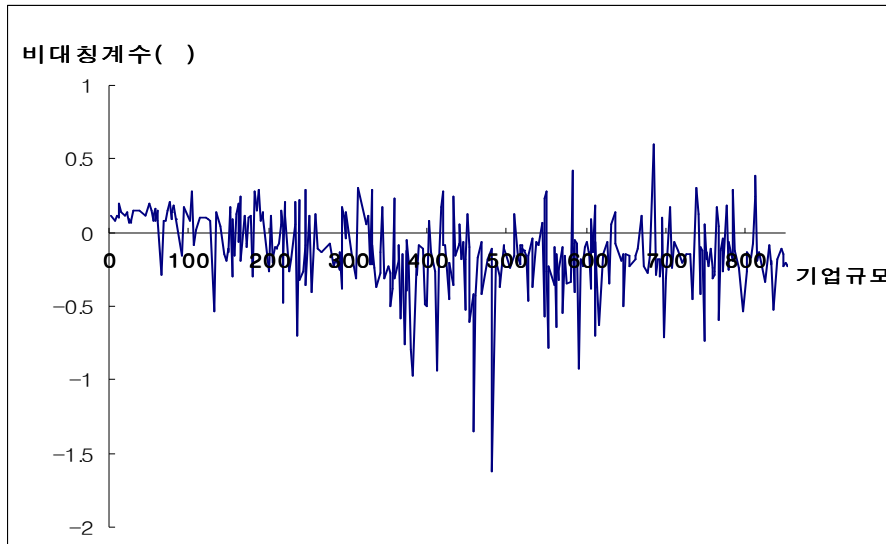
주가지수와 포트폴리오를 이용했을 경우 γ 값은 양의 유의적인 값을 갖게 되어 주가 변동성이 악재에 더 크게 영향을 받는다는 사실을 확인하였으나, 개별주식을 이용한 결과는 분석에 사용된 전체 종목 중 10% 유의수준에서 유의한 비대칭 계수를 갖는 341 종목의 평균값이 -0.121 로 전일 수익률에 대한 불리한 정보가 오히려 주가변동성을 낮추는 역할을 하고 있음을 제시하고 있다. 또한 계수의 부호를 비교했을 때 비대칭변동성의 계수값이 유의한 338 종목 중 양의 부호가 110, 음의 부호가 228 종목으로 비대칭변동성의 부호가 음의 값을 갖는 종목이 약 2 배 가량 많음을 알 수 있다.

<표 6> 개별주식 수익률의 비대칭 변동성 분석결과

	α_0	α_1	δ_0	δ_1	δ_2	γ
ave	0.121	-0.125	1.875	0.233	0.732	-0.123
median	0.209	-0.150	0.979	0.170	0.779	-0.124
25th Pct	0.114	-0.233	0.382	0.101	0.627	-0.240
75th Pct	0.271	-0.092	2.359	0.373	0.873	0.085
	[85,265]	[81,265]	[639,1]	[624,9]	[741,4]	[110,228]

이러한 개별종목의 비대칭변동성 계수의 특징을 살펴보기 위하여 <그림 1>을 통해 기업규모와 비대칭계수와의 관계를 살펴보았는데 변동성의 비대칭계수가 양의 값을 갖는 종목은 주로 대형주임을 알 수 있다.

<그림 1> 개별주식 수익률의 비대칭 변동성과 기업규모와의 관계



또한 <표 7>은 기업규모와 비대칭 계수와의 관계를 구체적인 수치를 통해 살펴본 것으로 비대칭 계수가 유의한 전체종목의 시가총액 평균은 306,838 백만원, 규모별 평균순위는 431 위 이다. 그러나 비대칭 계수가 양의 값을 갖는 경우 시가총액 평균은 847,306 백만원, 규모별 평균순위는 269 위이고, 비대칭 계수가 음의 값을 갖는 경우는 각각 42,556 백만원, 511 위로 비대칭 계수가 양의 값을 갖는 종목은 주로 대형주임을 확인할 수 있다.

<표 7> 비대칭계수(γ)와 시가총액과의 관계 <단위 : 백만원>

	MV	Rank
total	306,838	431
$\gamma > 0$	847,306	269
$\gamma < 0$	42,556	511

주가변동성이 양의 수익률 충격보다 음의 수익률 충격에 더 민감하게 반응한다는 비대칭변동성에 관한 연구는 주로 주가지수수익률이나 포트폴리오 수익률을 통해 검증된 결과로 본 연구의 결과는 소형주의 경우 해당 주식수익률의 전일 수익률 충격 외 변동성에 영향을 미치는 다른 중요한 요인이 존재할 수 있음을 시사한다.

5. 결론

정보 비효율성이 비대칭변동성의 주요원인이라면 기업규모는 투자자의 선호종목 및 거래행태를 잘 설명할 수 있는 기업특성으로 볼 수 있기 때문에 투자자들이 이용하는 정보의 차이는 기업규모에 따라 다르게 나타날 것이고 변동성 역시 기업규모에 따라 차이를 보일 것으로 예상할 수 있다. 그러므로 비대칭변동성의 차이가 기업규모에 따라 다르게 나타난다면 비대칭변동성은 정보의 비효율성으로 인하여 발생한다고 주장할 수 있을 것이다.

따라서 본 연구는 주식시장의 비대칭변동성의 원인을 정보 비효율성의 관점에서 살펴보는 것을 주 목적으로 기업규모에 따른 비대칭변동성의 차이를 분석하기 위해 GJR-GARCH 모형을 이용하여 KOSPI, KOSPI200, 그리고 시가총액 규모별 주가지수(대형주, 중형주, 소형주)의 가치가중평균방식과 동일가중평균방식의 주가지수 수익률과 개별주식 수익률을 대상으로 각 수익률의 비대칭변동성을 분석하였다.

그 결과 가치가중평균방식과 동일가중평균방식의 주가지수 수익률 그리고 개별주식 수익률을 이용하여 구성된 포트폴리오 수익률의 분석에서 모두 소형주의 비대칭변동성이 높게 나타났다. 또한 가치가중평균방식과 동일가중평균방식의 주가지수 수익률은 대·중·소형주의 비중에 차이가 있기 때문에 이 두가지 방식의 비대칭 변동성을 비교하였다. 그 결과 전체종목(KOSPI, TOTAL)과 중형주는 두 방식에 큰 차이를 보이지 않았고 KOSPI200 KOSPI200_EW 는 가치가중평균방식 수익률의 비대칭변동성이 크게 나타났다. 그러나 대형주와 소형주는 동일가중평균방식의 비대칭변동성이 높게 나타나 부분적이지만 소형주의 비대칭 변동성이 크게 나타남을 확인할 수 있었다.

개별주식 수익률을 이용한 분석에서는 기존의 연구와 다른 특징을 발견할 수 있었는데, 비대칭변동성을 나타내는 계수가 음의 유의한 값을 갖는

종목이 전체 종목의 2/3 으로 양의 값을 갖는 종목은 주로 중·대형주, 음의 값을 갖는 종목은 주로 소형주로 나타났다. 이는 소형주의 경우 해당 수익률의 전일 수익률 충격 외 변동성에 영향을 미치는 다른 중요한 요인이 존재할 수 있음을 시사한다.

정리하면 각 투자자가 이용하는 정보 비대칭은 이들이 선호하는 종목과 거래행태에 따라 다르게 나타나기 때문에 소형주로 갈수록 비대칭변동성이 크게 나타나는 본 연구의 결과는 정보 비효율성이 변동성을 설명하는 요인으로 볼 수 있다.

또한 이와 같은 기업규모와 변동성과의 관계분석은 변동성을 추정하는데 있어 비대칭변동성의 원인을 고려하는 모형설정에 도움이 될 뿐 아니라 더 나아가 주식 수익률의 움직임을 이해하는데 필요한 정보를 제공하여 주식 수익률의 동태적 행태를 설명하고 이를 모형화 하는데 도움이 된다는 점에서 연구 의의가 있다.

< 참고 문헌 >

구본일, "한국 주식시장에서의 주가변동성의 비대칭성에 관한 연구" 재무연구, 제 13권 제 1호, 2000, 129-159

길재욱, 김나영, 손용세, "한국 주식시장의 투자주체별 거래행태에 관한 분석", 재무통합학술발표회, 2005

변종국, 조정일, 정기웅, "주식수익률의 비대칭적 변동성의 결정요인에 관한 연구", 재무연구, 제 16권 제 2호, 2003, 31-65

오현탁, 이현상, 이치송, "한국주식시장의 시장상황별 비대칭 변동성에 관한 실증연구", 재무관리연구, 제 17권 제 1호, 2000, 45-65

윤종인, "종합주가지수 수익률의 변동성 특성에 실증연구" 금융학회지, 제 10권 제 1호, 2005, 95-120

장경천, 김현석, "주가지수선물 도입과 비대칭적 변동성에 관한 실증연구", 대한경영학회지, 제 18권 제 3호, 2005, 1307-1327

정병대, 정진호, "주가수익률의 비대칭적 변동성에 관한 연구", 리스크관리 연구, 제 13권 제 2호, 2003, 97-126

Antoniou, A., P. Holmes and R. Priestley, "The Effect of Stock Index Futures Trading on Stock Index Volatility", Journal of Futures Markets, 18, 1998, 151-166

Black, F., "Studies of Stock Market Volatility Changes", Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 1976, 177-181

Black, F., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics, 31, 1986, 307-327

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, 281-318

Cheung, Y. W. and V. K. NG, "Stock Price Dynamics and Firm Size : An Empirical Investigation", Journal of Finance, 47, 1992, 1985-1997

Christie, J., "The Stock Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage and Interest Rate Effect", Journal of Financial Economics, 10, 1982, 407-432

Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with

Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, 1982, 987–1007

Fama, E. and K. French, "Permanent and Temporary Components of Stock and Volatility", *Journal of Finance*, 45, 1987, 479–496

Glosten, L. R., R. Jaganathan and D. Runkle, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Return on Stocks", *Journal of Finance*, 48, 1993, 41–66

Lo, A. W., and A.C., Mackinlay, "When the Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?", *Review of Financial Studies*, 3, 1990a, 175–205

Merton, R.C. "Financial Innovation and the Management and Regulation of Financial Institutions", *Journal of Banking and Finance*, 19, 1995, 461–481

Nelson, D. B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Return: An New Approach", *Econometrica*, 59, 1991, 267–290

S. A. Ross, "Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy", *Journal of Finance*, 44, 1, 1989, 1–17

Sentana, E., Wadhvani, S. "Feedback Traders and Stock Return Autocorrelations: Evidence from a Century of Daily Data", *Economic Journal*, 102, 1992, 415–425

Shiller, R. J., "Stock Price and Social Dynamics", *Brooking Papers on E.A.*, 1984, 457–498