

거래량과 비대칭적 변동성에 관한 연구

장 승 욱 (영남대학교)

안 승 철 (영남대학교)

거래량과 비대칭적 변동성에 관한 연구

장승욱(영남대학교 산경연구소 연구원)

안승철(영남대학교 경영학부 교수)

<요 약>

비대칭적 변동성의 원인으로 기존 문헌에서는 레버리지 효과와 변동성 환류효과 등으로 설명하고 있다. 본 연구는 투자자간 기대차이가 비대칭적 변동성 현상에 미치는 영향을 분석하였으며, 투자자간 기대차이의 대용변수로 거래량을 사용하였다. 연구기간은 1993년 1월 3일부터 2004년 12월 30일까지이며, 1999년을 기준으로 전기와 후기로 나누어 분석하였다.

먼저 종합주가지수를 대상으로 분석한 결과 전체 연구기간동안에 걸쳐 비대칭적 변동성이 발견되었으며, 전기에 비해 거래량이 증가된 후기의 비대칭적 변동성의 크기가 증가한 것으로 나타났다. 투자자간 기대차이의 대용변수로 거래량을 모형에 추가하여 분석한 결과, 비대칭적 변동성의 크기는 감소하였으며 특히 후기의 경우 비대칭적 변동성 현상은 나타나지 않았다. 당일 거래량을 대신 과거 일정기간 동안의 거래량을 추가한 모형의 경우에도 유사한 결과를 나타내었다.

시장가치별 지수를 대상으로 분석한 결과, 모든 시장지수의 비대칭적 변동성의 계수 값은 유의적으로 나타났으며, 예상과 일치하게 기업규모가 증가할수록 비대칭적 변동성의 계수는 더 낮게 나타났다. 이에 반해 거래량을 추가한 모형의 경우에는 대규모 시장지수에서는 비대칭적 변동성이 유의적으로 나타났으나, 중규모와 소규모 지수의 경우에는 비대칭적 변동성 현상이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과 투자자간 기대차이는 비대칭적 변동성에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타나 투자자간 기대차이가 비대칭적 변동성에 영향을 준다는 주장은 실증적 타당성이 있다고 추정된다. 특히, 중규모와 소규모의 주식의 경우에 비대칭적 변동성 현상은 투자자간 기대차이가 가장 중요한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.

I. 서론

위험의 추정치인 변동성은 주식과 옵션의 가치평가, 파생상품의 헤징전략 및 VaR(value at risk) 등 재무관리 관련 영역에 있어서 중요한 부분을 차지하고 있으므로 수익률 변동성의 정확한 측정과 측정된 변동성의 특성을 파악하는 것은 중요한 문제이다.

변동성의 특성 중 Black(1976)에 의해 제시된 비대칭적 변동성(asymmetric volatility)의 현상은 동일한 크기의 수익률 변화에 대해 음의 정보가 발생한 경우 더 큰 변동성을 보이는 경향을 의미한다. 이러한 비대칭적 변동성의 원인에 대한 기존 연구들에 의하면 레버리지 효과(leverage effect)와 변동성 환류효과(volatility feedback effect)로 그 원인을 설명하고자 하였다. 그러나 이러한 이론들은 연구자에 따라 상이한 결과가 나타나고 있으며, 서로 상반되는 인과관계의 설정 및 비현실적인 가정 등의 문제점을 지니고 있다.

변동성의 크기는 내재가치의 변화 뿐 만 아니라 가격오류 요인에서도 기인되는 것으로 이해되고 있다.¹⁾ 최근 Hong & Stein(2003) 등은 비대칭적 변동성의 원인으로 투자자간의 기대차이(Differences of Opinion)를 제시하였다. 투자자간의 기대차이는 투자자간에 획득되어지는 정보의 차이와 정보 해석의 차이에 의해서 발생된다. 일정시점에서 투자자 사이에 있어서 주식의 내재가치에 대하여 기대차이가 존재하며 공매의 제한이 있는 경우, 비관적인 투자자들은 주식시장에 참여하지 않으며 낙관적인 투자자들만의 의견이 주가에 반영된다. 일정기간 이후 악재의 정보가 발생하게 되는 경우 비로서 비관적 투자자의 의견이 주가에 반영된다. 따라서 투자자간 기대차이가 클 경우 주가 하락의 정보는 보다 큰 주가의 하락을 가져오게 되므로 비대칭적 변동성이 발생한다는 주장이다.

본 연구의 목적은 최근 비대칭적 변동성의 원인으로 제시되고 있는 투자자간의 기대차이를 검증하는 것이다. 이를 위해 먼저 기존의 모형에 의해 측정된 비대칭적 변동성의 크기와 투자자간의 기대차이의 대응변수를 투입한 수정된 모형에 의해 측정된 비대칭적 변동성의 크기를 비교하고자 한다. 수정된 모형으로 측정된 비대칭적 변동성의 크기가 감소되거나 존재하지 않는 것으로 나타난다면 비대칭적 변동성의 원인으로 제시되고 있는 투자자간의 기대차이에 대한 실증적 타당성을 확보할 수 있을 것이다. 또한 기존의 모형에서 나타난 비대칭적 변동성은 누락된 투자자간의 기대차이 변수의 영향이라 할 수 있다.

본 연구의 목적인 비대칭적 변동성에 투자자간의 기대차이가 미치는 영향을 분석하기 위하여 먼저 시장 전체를 나타내는 종합주가지수의 일별 증가와 거래량 자료를 이용하였다. 한편, 투자자간의 기대차이는 기업 규모별로 차이가 있을 것으로 추정된다. 이에 따라 시장가치별 지수를 사용하여 각 지수의 비대칭적 변동성의 크기를 비교하였으며, 투자자간의 기대차이를 비대칭적 변동성 모형에 반영한 경우 각

1) Shiller(1981), Leroy & Porter(1981) 및 French & Roll(1986) 연구 참고.

지수의 비대칭적 변동성의 크기의 변화에 대하여 검증하였다.

본 연구에서의 투자자간의 기대차이의 대응변수로는 Varian(1989), Harris & Raviv(1993), Kandel & Pearson(1995) 및 Odean(1998a) 등의 연구에서 제시된 거래량을 사용하고자 한다. 비대칭적 변동성을 측정하기 위한 모형으로는 변동성의 특성을 비교적 잘 나타내고 있다고 알려진 Glosten, Jagannathan & Runkle(1993) 등에 의해 제시된 GJR(또는 TGARCH)를 기본적 모형을 사용하며, 투자자간 기대차이가 비대칭적 변동성에 미치는 영향을 측정하기 위해 기대차이의 대응변수를 추가한 수정된 비대칭적 변동성 모형을 통해 검증하고자 한다.

본 연구의 구성은 서론에 이어 II장에서는 이론적 배경을 살펴보고, III장에서는 연구 모형을 도출하고 설명하였으며, IV장에서는 실증분석 결과를 제시하고 마지막으로 V장에서 결론을 내린다.

II. 이론적 배경

1. 비대칭적 변동성의 원인과 문제점

주식수익률의 변동성은 시간에 따라 불변이라기보다는 가변하는 특성을 가지고 있다. 따라서 주식수익률의 변동성은 동분산이 아닌 과거의 정보가 미래의 움직임에 영향을 주는 조건부 이분산의 특성을 가지고 있다. 조건부이분산에 대한 연구로 Engle(1982)의 ARCH 모형과 ARCH 모형을 일반화한 Bollerslev(1989)의 GARCH 모형을 들 수 있다.

GARCH 모형은 군집현상을 적절하게 기술하고 설명하는 적합한 모형으로 알려져 있다. 그러나 시장에 동일한 크기의 양(+)의 수익률 충격보다 음(-)의 수익률 충격에 더 큰 변동성으로 반응하는 비대칭적 변동성 현상이 발견되었다.²⁾ 따라서 정보에 대하여 대칭적 반응을 가정하고 있는 GARCH 모형에 의해 변동성을 추정하게 되면, 음(-)의 정보에 대하여는 과소추정을, 양(+)의 정보에 대해서는 과대추정을 하게 되는 문제점을 지니고 있다. 또한 정보의 크기가 큰 정보에는 과소추정을 하게 되며, 크기가 작은 정보에 대해서는 과대추정되는 문제점을 가지게 된다.

이상의 추정상 문제점으로 인해 GARCH 모형에 비대칭적 변동성과 정보의 규모변수를 추가하여 주가변동의 조건부 이분산을 보다 세밀하게 예측하기 위한 많은 모형이 소개되었다. 비대칭적 변동성을 측정하기 위한 대표적 모형으로는 EGARCH 모형과 GJR 모형 등을 들 수 있다. 비대칭적 변동성의 존재 자체에 대해서는 이견이 없으나 그 원인에 대해서는 명확한 결론을 내리지 못하고 있다. 비대칭적 변동성의 원인으로 제시되고 있는 기존 가설로는 레버리지 효과와 변동성 환류효과를

2) 수익률 절대치의 큰 변화는 대부분 음의 수익률을 보이고 있으며, 수익률의 음의 왜도, 초과 침도 및 옵션의 내재변동성의 Smirk 변동성 등도 비대칭적 변동성의 현상을 나타낸다.

들 수 있다.

먼저, 비대칭적 변동성의 원인으로 레버리지 효과로 설명한 Black(1976)의 연구에 의하면 주가의 하락이 기업의 부채비율을 증가시켜 자기자본의 위험이 증가되므로 미래 변동성을 증가시킨다고 보고 부채비율이 주가수익률의 변동성에 영향을 준다는 인식에서 비대칭적 변동성을 설명하였다. 즉, 레버리지 효과는 양(+)의 정보가 발생한 경우에는 자기자본의 증가로 기업의 부채를 감소시켜 재무위험을 낮추게 되므로 수익률의 변동성을 감소시키는 반면, 음의 정보에는 자기자본 가치의 감소로 인해 부채비율이 증가되며 증가된 부채비율은 재무위험을 높이게 되므로 수익률의 변동성을 크게 한다는 것이다. 이와 관련된 국내의 최근 연구로 구본일(2000)의 연구에서는 M-M 명제 II를 이용하여 비대칭적 변동성이 레버리지 효과에 기인한다고 주장하였으며, 변종국·조정일·정기웅(2003)의 연구에 의하면 부채비율의 증가에 따라 비대칭적 변동성을 나타내는 추정계수가 단조적으로 감소함을 발견하였다.

또 다른 비대칭적 변동성의 원인에 대한 설명으로 변동성 환류효과를 들 수 있다. 변동성 환류효과에 의하면 수익률과 변동성간의 상관관계는 수익률에 대한 리스크 프리미엄의 시간적 변동에 기인한다는 것이다. 예상치 못한 정보의 발생으로 인해 증가된 변동성에 대하여 추가적인 위험 프리미엄이 요구되므로 미래의 현금흐름은 높은 할인율로 할인되어 현재 가격 하락이 초래되어 수익률은 음(-)이 된다. 따라서 예상치 못한 정보의 발생은 호재 악재 구분 없이 변동성을 증가시킨다. 그러나 호재로 인한 경우에는 초기의 가격상승에 의해 가격 하락은 상쇄되나, 악재로 인한 경우에는 초기의 가격 하락이 변동성을 증가시켜 추가적 가격 하락을 가져오게 되므로 비대칭적 변동성 현상이 발생된다는 주장이다.

Pindyck(1984)는 초과변동성을 투자자의 위험에 대한 인식의 변화를 반영하는 시간가변할인율이 일정한 할인율 모형에 의해서 설명 될 수 없는 초과변동성을 설명한다고 주장하였으며, French, Schwert & Stambaugh(1987)는 일정한 주식수익률의 변동성이 증가할 것이라는 예상은 주식시장에서 그 주식에 대한 위험프리미엄의 증가를 요구하게 되고 그 결과 주가가 떨어지게 되어 주식수익률과 변동성간의 부(-)의 상관관계에 있다는 가설을 제시하였다. Campbell & Hentschel(1992)는 가격하락과 변동성간의 상관관계를 미래 기대변동성인 조건부 변동성과 요구수익률간의 변동성 환류효과로 설명하고 있다. Wu(2001)은 비대칭적 변동성은 대개 주가가 하락기에 발생하며, 레버리지 효과와 환류효과 둘 다 비대칭적 변동성의 중요 요소라고 주장하였으며, 또한 변종국, 조정일, 정기웅(2003)의 연구에서도 시장하락세에 대한 충격이 시장상승세에 대한 충격 보다 주가에 더 민감하게 반응하는 조건부 공분산의 비대칭적은 부정할 수 없다고 하였다.

기존의 가설들은 다음과 같은 문제점을 가지고 있다. 레버리지 효과의 경우, Christie(1982)는 이자율의 증가로 주가가 하락하는 경우 이자율의 증가가 채권가격을 감소시키므로 레버리지 효과는 사라지며, 변동성의 주가탄력성(θ)이 $-1 \leq \theta \leq 0$ 의 범위를 가져야 하지만 주가탄력성이 하한선인 -1 을 하회하는 것 발견하였다. 또한

Figlewski & Wang(2000)의 연구에 의하면 시장 하락기에 레버리지 효과를 발견하였으며, 이러한 효과는 주식 또는 채권의 발행으로 인한 부채비율이 변화하는 경우에는 발견되지 않았으며 오직 주가가 변화하는 경우에 발생한다고 주장하였다. 더욱이 Avramov, Chordia & Goyal(2005)의 연구에 의하면 부채비율이 0인 기업에서도 비대칭적 변동성 발견하였다. 또한 일중 변화에 의한 레버리지 변화의 경제적 의미에 대해 회의적인 주장을 하고 있다.

변동성 환류효과의 문제점으로 먼저 수익률과 위험간의 관계를 지적할 수 있다. GARCH-M 모형에서 위험회피계수의 유의성을 환류효과는 전제하고 있으나 연구자에 따라 추정된 위험회피계수 값이 일관된 유의성이 나타나지 않고 있다. 또 다른 문제점으로 변동성 환류효과가 존재한다면 정보로 인한 변동성의 증가가 상당기간 동안 지속되어야 한다. 그러나, Poterba & Summers(1986)와 Turner(1989)의 연구에 의하면 변동성의 변화에 따른 위험프리미엄의 변화는 거의 존재하지 않으며, 변동성 영향은 대부분 단기간에 영향을 미치므로 위험 프리미엄에 큰 영향을 주는 것으로 기대할 수 없다고 주장하고 있다. Avramov, Chordia & Goyal(2004) 등의 연구에서도 기대수익률은 사업주기에 의해 달라지므로 일중 자료에서 식별하기가 어렵다고 주장하였다.

한편, 레버리지 효과와 환류효과는 서로 상반되는 인과관계를 상정하고 있다. 즉, 레버리지 효과는 가격변화가 부채비율의 변화를 통해 변동성의 변화를 가져온다는 것이며, 변동성 환류효과는 변동성의 변화가 요구수익률의 변화를 가져와 주가에 영향을 주는 인과관계를 설정하고 있다.

2. 투자자간 기대차이와 비대칭적 변동성

레버리지 효과와 변동성 환류효과는 이성적 투자자의 존재와 투자자의 동질적 기대 등과 같은 비현실적인 가정하에서 전개하고 있다. 그러나 Shiller(1981, 2000), LeRoy & Poter(1981) 등의 연구에 의하면 주식의 시장가치는 배당평가모형에 의해 예측되는 것보다 더 큰 변동성을 가지고 있으며, 이러한 초과변동성은 투기적 거품 즉, 투자심리나 비합리성에 의해 설명될 수 있다고 주장하였다. Blanchard & Watson(1982) 등은 투자자들은 주가가 내재가치보다 상향평가되어 있다는 것을 이미 알고 있다하더라도 일정기간동안 추가적인 주가상승이 지속될 것으로 예상하기 때문에 높은 수익률을 올릴 수 있는 가능성을 배제하지 않고 있다고 주장하였다. 따라서 내재가치에 비해 높은 가격으로 매수하더라도 더 높은 가격에 매도가 가능하다고 믿고 주식시장에 참여하게 된다는 것이다. 또한 Glosten, Jagannathan & Runkle(1993) 등은 투자자들이 미래 시장에 대해 지나치게 낙관하는 경우 주식시장은 미래 위험과 기대수익률간의 음의 상관관계를 보일 수 있다고 하였다.

동일한 정보를 소유하고 해당 정보에 대하여 동일하게 해석하는 경우에 투자자들은 동질적 기대를 할 수 있다. 그러나 현실적으로는 투자자간 서로 다른 사적 정보

를 갖고 있으며, 비록 동일한 정보를 보유하더라도 정보에 대한 해석의 차이가 발생할 수 있으므로 투자자간의 기대차이는 발생하게 된다. Miller(1977)에 의하면 주가에 대하여 기대차이가 존재하고 공매가 제한된 경우 낙관적 투자자의 관점이 주가에 더 많이 반영되어 미래 수익률의 감소를 가져온다고 주장하였으며, Jones & Lamont(2002)의 연구에서도 동일한 상황에서 주가는 과대평가 될 수 있다고 주장하였다.

예를 들어 주식시장의 투자자 집단은 집단 A(낙관적 투자자 집단)와 집단 B(비관적 투자자 집단) 및 차익거래자로 구성된다고 하자. 집단 A와 집단 B는 자신의 정보에 한정된 투자를 하며 공매의 제한이 있다고 가정한다. 1시점에서 집단 B는 어떤 주가(지수)에 대하여 집단 A보다 낮게 평가할 것이다. 이 경우 공매의 제한으로 집단 B는 해당 보유 주식을 처분하거나 해당 주식에 대해 투자를 보유하게 되므로 집단 A와 차익거래자들에 의해서만 거래가 된다. 결과적으로 1시점에서의 주가는 집단 A의 정보는 반영되는 반면, 집단 B의 비관적 정보는 반영되지 않으므로 집단 B의 정보가 반영된 경우 보다 고평가되어 있다. 2시점에서 주가에 대한 양(+)의 정보가 발생한다면, 각 투자자 집단은 그들의 의견을 계속 유지³⁾하는 반면, 주가에 대한 음(-)의 정보가 발생한 경우 집단 A는 보유주식을 처분하고자 할 것이며, 이때 처분 주식의 잠재 매수자는 집단 B가 된다. 그러나 집단 B는 해당 주식을 1시점의 주가 수준 보다 더 하락한 경우에만 매수하게 되므로 이때 1시점에 주가에 반영되지 않은 집단 B의 누적 정보가 반영되어 주식의 가격은 더욱 하락하게 된다. 이것이 바로 비대칭적 변동성의 원인이 된다.

즉, 1시점의 주식 i 의 적정가치는 낙관적 투자자 집단의 기대 주식가격과 비관적 투자자 집단의 기대 주식가격이 반영된 가격이어야 한다. 그러나, 비관적 투자자 집단의 기대 주식가격은 공매의 제한으로 시장가격에 반영되지 않으므로 개별주식 i 의 1시점의 시장가치는 다음과 같다.

$$P_{i,1} = FV_{i,1} + AAE_{i,1} \quad \text{식 (1)}$$

단, $P_{i,1}$: 개별주식 i 의 1시점의 시장가치

$FV_{i,1}$: 개별주식 i 의 1시점의 적정가치

$AAE_{i,1}$: 개별주식 i 의 1시점의 집단 A의 초과기대치

따라서 개별 주식 i 의 1시점의 시장가치는 비관적 투자자 집단의 기대가격보다 더 크므로 집단 B는 해당 종목에 대해 매수를 하지 않게 되며, 집단 A와 차익거래자간에만 거래가 이루어진다.

그러나, 2시점의 주가 수준에 따라 투자자 집단별로 거래는 다르게 발생하게 된다. 낙관적 투자자 집단의 경우 이들의 기대가격이 2시점의 시장가치보다 높을 때만 거래가 이루어지며, 비관적 투자자 집단의 경우도 이들의 기대가격이 2시점의

3) 양의 정보가 발생한 경우 투자자의 처분효과로 인한 주가의 상승의 폭은 감소 될 수도 있다.

시장가치보다 높을 때만 거래가 이루어진다. 이 경우 집단 A와 집단 B의 총 거래량⁴⁾은 아래 식 (2)와 같이 나타낼 수 있으며, 따라서 투자자 집단 간 기대치의 차이가 크면 클수록 거래량은 증가하게 된다.⁵⁾

$$|AE - BE| \tag{2}$$

단, AE: 집단 A의 기대치
BE: 집단 B의 기대치

French & Roll(1986)는 변동성이 정보발생 여부에 상관없이 상당 부분이 거래 자체에 의해서 야기된다고 하여, 거래 자체가 하나의 정보의 역할을 한다고 하였으며, Anderson(1996)의 연구에 의하면 실제 일별 거래량의 높게는 75% 정도가 정보의 발생과 관련이 없으며, 거래량은 정보 발생에 대한 투자자간의 기대차이로 발생한다고 하였다. 또한 Varian(1989), Harris & Raviv(1993), Kandel & Pearson(1995), Bessembinder, Chan & Seguin(1996), 그리고 Odean(1998) 등은 거래는 비대칭정보와 기대차이에 의해 발생하며, 거래량은 자산 가치에 대한 투자자들의 기대차이를 반영하게 되므로 거래량은 투자자간 기대차이가 클수록 증가한다고 주장하였다.

Shalen(1993)은 주식시장의 참가자들이 다수의 헤저와 투기자로 구성되는 경우 거래량이 주가 또는 가치에 대한 인식차이에 따라 결정될 수 있음을 제시하였으며, Llorente, Michaely, Saar & Wang(2002) 등도 헤저와 사적정보에 의존하는 투기자가 존재하는 경우 헤저가 매도하고자 할 때 단기적으로 주가 하락을 가져오게 되나 주식의 내재가치는 변함이 없으므로 차기에는 주가 상승을 가져오는 반면, 투기자가 매도하고자 할 때에는 연속적인 주가 하락을 가져오므로 투자자 집단의 성격에 따라 주가 추이는 다르게 나타난다고 하였다. 따라서 헤저의 거래는 수익률과 음의 자기상관을 투기자는 정의 자기상관을 보이게 된다. 이들은 투기적 거래(정보비대칭)에 대한 대용변수로 시장가치와 스프레드를 사용하여 분석한 결과 정보비대칭 정도의 차이에 따라 수익률과 거래량의 동적 관계가 차이가 있음을 제시하고 있다. 기업 규모가 작을수록 또는 스프레드가 클수록 높은 거래량을 보인 이후 수익률은 지속성을 가지는 경향을 보인 반면, 기업규모가 클수록 또한 스프레드가 적을수록 높은 거래량을 보인 거래일 이후 수익률은 대부분 지속되지 않으며 반전되는 경향이 있음을 제시하고 있다. 최혁·이현복(2000)에 의하면 정보의 유입과 투자자간 정보 및 해석의 차이가 거래량에 미치는 영향을 분석한 결과 정보의 유입이 증가하거나 정보에 대한 기대차이가 증가하는 경우 거래량이 증가됨을 보였다. 이는 시장에 정보가 유입되거나 정보에 대한 기대차이에 의해서 거래량이 발생한다는 이론과 일치하고 있다고 주장하였다.

낙관적 투자자들의 과잉반응으로 인한 비대칭적 변동성을 설명한 Nam, Pyun & Avard(2001)의 연구에서는 변동성 비대칭적과 음의 수익률의 빠른 전환에 대하여

4) Hong & Stein(2003) 참고.

5) 기대차이의 크기, 투자자간 신념 및 투자자간 기대차이의 기간이 커질수록 거래량은 증가될 수 있음.

변동성 환류효과와 과잉반응가설을 검증하였다. 검증 결과, 수익률이 음(-)에서 양(+)의 전환이 양에서 음으로 전환되는 것 보다 빠른 것을 발견하였다. 이들은 ANST-GARCH모형을 이용하여 분석한 결과, 비이성적인 투자자의 과잉반응으로 인한 수익률의 평균회귀의 차이가 비대칭적 변동성의 원인이라 주장하였다. 또한 Solibakke(2001)의 연구는 거래가 빈번하지 않는 시장을 대상으로 거래량 별로 포트폴리오를 구성하여 분석한 결과 평균 방정식 및 분산 방정식의 추정계수의 포트폴리오별 차이를 발견하였을 뿐만 아니라 가장 거래가 빈번하지 않는 포트폴리오에서는 비대칭적 변동성이 발견되지 않았다고 주장하고 있다. Hong & Stein(2003)에 의하면 공매의 제한된 경우 투자자간의 기대차이로 비대칭적 변동성이 야기된다고 할 수 있으므로 공매의 제한이 존재하는 주식시장과 공매의 제한이 존재하지 않는 선물시장간에 비대칭적 변동성 정도의 차이가 존재할 것으로 보았다. 그리고 선물시장의 비대칭적 변동성의 정도는 주식시장에 비해 작을 것으로 주장하였다. 또한 Hueng & Brooks(2003), 그리고 Charoenrook & Daouk(2004) 등도 비대칭적 변동성의 영향을 투자자간의 미래 수익률에 대한 기대차이로 기인되는가를 분석하기 위해 수익률 왜도와 거래량간의 관계를 분석한 후, 비대칭적 변동성의 원인으로 거래량을 제시하고 있다.

본 연구에서는 연구의 목적인 비대칭적 변동성에 기대차이가 미치는 영향을 분석하기 위해 사용될 시계열 자료의 단위근 검증과 ARCH 효과검증을 먼저 실시하고자 한다. 다음으로 비대칭적 변동성의 존재를 확인한 후 거래량이 추가된 수정된 비대칭적 변동성 모형을 이용하여 비대칭적 변동성을 추정한다. 그리고 당일거래량 대신 일정기간 평균거래량을 추가하여 분석의 강건성을 높이고자 한다. 마지막으로 기업규모별 지수를 이용하여 규모별 비대칭적 변동성의 차이와 수정된 비대칭적 모형을 이용하여 비대칭적 변동성 유무에 대하여 살펴보고자 한다.

Ⅲ. 자료 및 모형

본 연구의 연구 기간은 1993년 1월 3일부터 2004년 12월 30일까지를 대상으로 하였고 종합주가지수와 시장가치 규모별 지수의 수익률과 거래량 자료를 이용하여 분석하였다. 또한 연구기간 중 1993년부터 1998년까지를 전기로 설정하고 1999년부터 2004년까지를 후기로 설정하여 나누어 분석하고자 한다.

주가지수의 수익률의 조건부 평균방정식은 예측가능한 수익률의 변화 및 비동시적 거래의 영향을 제거하기 위해 식 (3)과 식 (4)와 같이 ARMA(p,q) 모형을 이용하였다. 수익률(r_t)는 종합주가지수를 로그차분하여 구하였으며, 시차의 결정은 SBC(Schwartz's Bayesian Criterion)로 결정하였다.⁶⁾

6) 일반적으로 SBC에 비해 AIC(Akaike Information Criterion)는 모형설정에 있어 충분히 높은 p와 q 차수를 결정해 준다. Box & Jenkins(1976)에 의하면 적정 ARMA(p,q) 모형의 차수를 선정하는 기준으로 간결성

$$r_t = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \varepsilon_{t-j} \quad \text{식 (3)}$$

$$\alpha(L)r_t = \mu + \beta(L)\varepsilon_t \quad \text{식 (4)}$$

$$\text{단, } \alpha(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p,$$

$$\beta(L) = 1 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L^q$$

비대칭적 변동성 고려한 변동성 모형 중 비대칭적 변동성 효과를 가장 적절하게 반영하는 것으로 알려진 아래 식 (5)와 같은 Glosten, Jagannathan & Runkle(1993)이 제시한 GJR(또는 TGARCH) 모형을 이용하여 분석하고자 한다.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \quad \text{식 (5)}$$

식 (5)에서 I_{t-1} 는 상태변수로 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 이면 1이고, 그렇지 않으면 0이다. 따라서 비대칭적 변동성 계수(β_2)가 양(+)으로 유의적이면 비대칭적 변동성 현상의 존재를 의미한다. GJR 모형에서 단기 민감도(충격)은 $\alpha_1 + \frac{\beta_2}{2}$, 장기 지속성은 $\alpha_1 + \beta_1 + \frac{\beta_2}{2}$, 그리고 비대칭 비율(asymmetry ratio)은 $(\frac{\beta_2}{\alpha_1 + \beta_2})$ 로 측정되며 이 비율이 높을수록 비대칭적 변동성이 높은 것을 의미한다.

비대칭적 변동성의 원인으로 투자자의 기대차이의 영향을 검증하기 위해 투자자의 기대차이의 대응변수인 거래량의 변화 변수를 GJR 모형에 포함한 식 (6)과 같은 모형을 설정하였다.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \delta_1 V_t \quad \text{식 (6)}$$

여기에서 V_t 는 투자자간 기대차이의 대응변수로 당일의 거래량을 나타낸다. 비대칭적 변동성이 투자자간 기대차이로 인하여 발생한다면 다음과 같은 예상을 할 수 있다. 식 (5)에 의해 추정된 비대칭적 변동성의 정도는 새로운 모형인 식 (6)에 의해 추정된 비대칭적 변동성 정도 보다 크기가 작거나 또는 비유의적인 결과를 보임으로서, 비대칭적 변동성은 존재하지 않을 것으로 예상된다.

거래량의 급증은 변동성 모형의 추정치에도 유의적인 변화를 줄 것으로 예상되므로 전체 분석 기간을 거래량의 증가를 보인 1999년을 기준으로 전기와 후기로 나누어 분석하였다.

한편, 비대칭적 변동성이 투자자간 기대차이로 발생한다면, 기대차이가 발생한 시

(parsimony)을 가장 큰 덕목 중 하나로 꼽고 있으므로 본 연구에서는 SBC에 의해 모형을 설정하였다.

점과 비대칭적 변동성이 발생하는 시점은 시차가 존재할 수 있으므로, 투자자간 기대차이의 대응변수로 거래량 보다는 과거 일정기간 동안의 평균거래량이 더 타당할 수 있다. Engle(1983)은 거래량 변수는 약외생적 변수로 계수 추정에 영향을 미치지 않는다고 하였으며, Omran & McKinze(2000) 등도 거래량 변수의 추정계수는 일반적인 통계적 특성을 가지지 않을 수 있으나 변동성 모형의 계수 추정에는 영향을 미치지 않는다고 주장하였다. 그러나, 당일 거래량이 가질 수 있는 동시적 편의문제를 감안하여 본 연구에서는 당일 거래량 대신 과거 일정 기간 동안의 거래량 변수를 사용함으로써 이러한 편의를 감소시킬 수 있다고 판단하여 GJR 모형에 과거 20일 동안의 평균거래량을 추가하여 분석하고자 한다. 또한 이러한 분석 결과는 분석 결과의 강건성을 높일 것으로 사료된다.

한편, 투자자간 기대차이가 비대칭적 변동성에 영향을 준다면 기업규모에 따라 비대칭적 변동성의 정도가 차이를 보일 것으로 예상된다. 즉, 소규모 기업의 경우 투자자간 정보 획득의 정도 및 정보 해석의 차이가 대규모 기업에 비해 더 커질 것이므로 투자자간 기대차이가 크게 발생할 것으로 예상되므로 대규모 기업에 비해 비대칭적 변동성은 클 것으로 추정된다. 또한 거래량이 추가된 비대칭적 변동성 모형의 분석 결과는 소규모 기업의 경우의 비대칭적 변동성의 정도의 제거 또는 감소 수준은 대규모 기업에 비해 더 클 것이다. 이는 대기업의 비대칭적 변동성은 소규모 기업에 비해 기대차이로 발생하기 보다는 다른 원인인 부채효과 또는 변동성 환류효과에 의해 발생할 가능성이 더 높을 것이기 때문이라고 사료된다.

IV. 실증 분석 결과

1. 기술통계분석

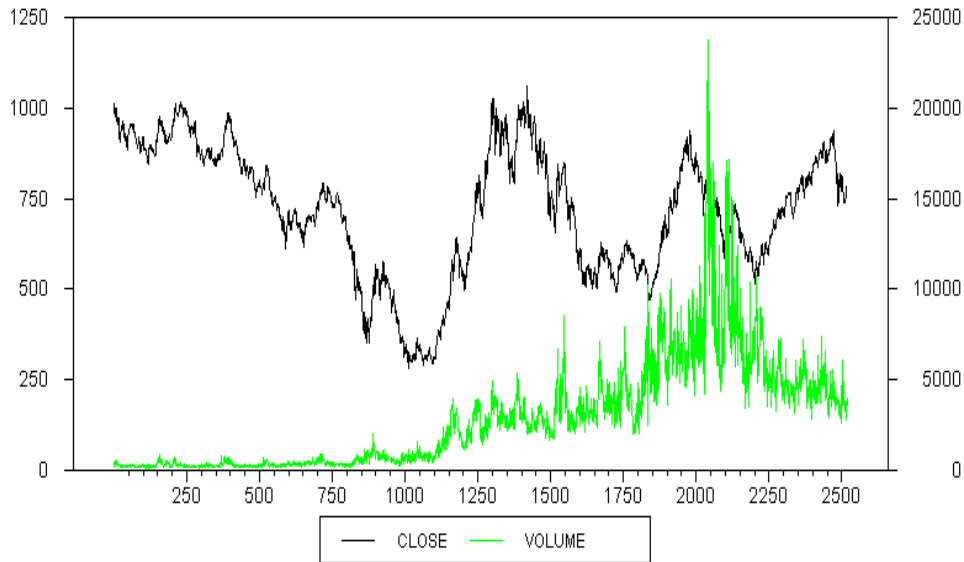
1990년 1월 3일부터 2004년 12월 30일까지의 종합주가지수의 일별 종가(close)와 거래량(trade volume)의 추세를 [그림 1]에 나타내었다. 연구기간 동안 일별 종가의 추세는 전기는 외환위기의 기간이 포함되는 기간으로 전반적으로 하락 국면을 보이고 있으며, 후기의 추이는 일정범위에서 하락과 상승을 반복하는 추세를 보이고 있다.

일별 거래량의 추세는 전기의 경우 낮은 수준을 보이고 있으며, 또한 일별 거래량의 변화율도 후기에 비해 안정적 흐름을 보이고 있다. 이에 반해, 후기의 경우는 전기보다 높은 수준의 거래량을 보이고 있으며, 또한 일별 거래량의 변화율도 비교적 크게 변화하고 있음을 알 수 있다.

[그림 2]는 종합주가지수 일별 수익률의 추이를 보이고 있다. 수익률은 로그 수익률로 측정하였으며, 수익률 추이는 거래량 추이와 다소 유사하게 전기에는 비교적 안정적인 흐름을 보이고 있으며, 후기에는 큰 변동을 보이고 있어 수익률의 변동과

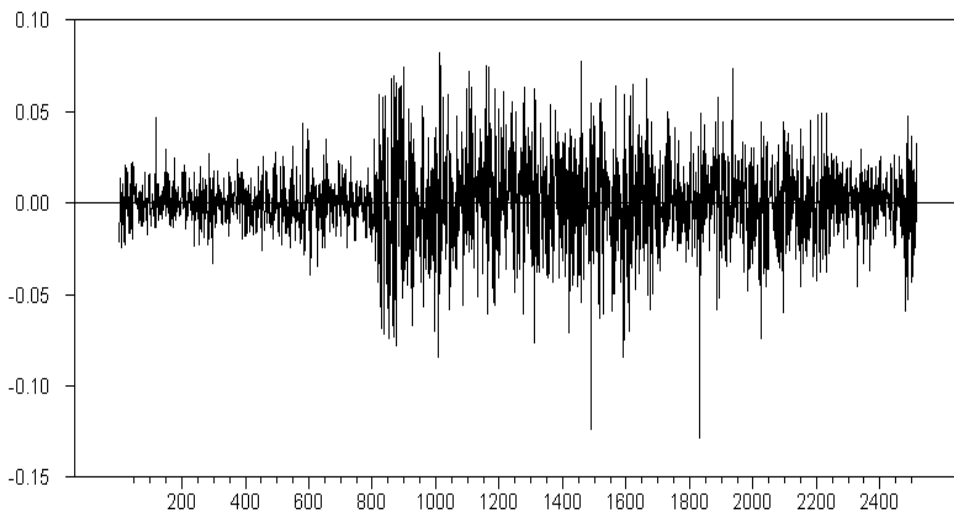
거래량의 변화간에 정(+)의 관계가 있음을 추정할 수 있다. 그러나 후기 중반부에서 거래량의 급증한 이후의 수익률의 변동은 다소 안정적인 흐름을 보이고 있으므로 수익률과 변동성의 관계는 시점에 따라 변할 수 있음을 보여주고 있다.

[그림 1] 종합주가지수 일별 종가와 거래량의 추이
(1990년 1월 3일부터 2004년 12월 30일까지)



주) 왼쪽은 종합주가지수를, 오른쪽은 거래량을 나타냄(거래량은 100,000주 단위).

[그림 2] 종합주가지수 일별 수익률 추이
(1990년 1월 3일부터 2004년 12월 30일까지)



<표 1>은 전체 연구기간에 대한 일별 종합주가지수와 거래량에 대한 기술통계로

서 패널 A는 일별 종합주가지수와 거래량의 평균, 최대값, 최소값 및 표준편차를 제시하고 있다.

패널 B에는 종합주가지수와 거래량의 변화율에 대한 기초통계량을 제시하고 있다. 수익률 분포의 경우 왜도가 -0.1549로 음(-)의 값을 가지며⁷⁾, 첨도는 5.5079이므로 정규분포에 비해 왼쪽으로 치우쳐 있는 뾰족한 첨예분포(leptokurtic)를 나타내고 있다. Jarque-Bara 통계량은 1% 유의수준에서 정규분포를 기각하고 있다. 거래량 변화율의 분포는 왜도는 0.1175로 정(+)의 값을 가지면서 정규분포에 비해 오른쪽으로 긴 꼬리를 가진 분포를 나타내고 있으며, 첨도는 4.95이며 이 역시 Jarque-Bara 통계량에 의해서 정규분포를 기각한다. 이상에서 수익률 분포의 왜도 값은 음(-)을 보인 반면, 거래량 변화율 분포의 왜도 값은 (+)을 보이는 특징을 나타내고 있다.

<표 1> 일별 종합주가지수와 거래량에 대한 기술통계량

패널 A: 원자료			
종합주가지수		거 래 량	
평 균	715.37	평 균	281,809,516
최 대 값	1059.04	최 대 값	2,379,294,200
최 소 값	280.00	최 소 값	9,333,900
표준편차	178.29	표준편차	298,188,256
패널 B: 변화율(=lnP _t - lnP _{t-1})			
종합주가지수 수익률(%)		거래량 변화율(%)	
평 균	-0.0001	평 균	0.0012
최 대 값	0.0816	최 대 값	1.5860
최 소 값	-0.1280	최 소 값	-0.9752
표준편차	0.0211	표준편차	0.2525
왜 도	-0.1549	왜 도	0.1175
첨 도	5.5079	첨 도	4.9500
J - B	669.67***	J - B	404.59***

주) ① J-B: Jarque-Bera.

② *** p < 0.01.

<표 2>는 전체기간 종합주가지수의 일별 수익률 분포와 거래량 변화율 분포의 시계열 통계량을 제시하고 있다. 패널 A의 수익률 분포의 경우 1차 자기상관이 0.0967로 나타났으며, Ljung-Box Q 통계량의 검증결과에서 시차 12의 Q 통계량이 42.311로 나타나 1% 유의수준에서 유의적임을 보이고 있어 자기상관이 있는 것으로 나타났다. 한편, 분석대상 자료의 단위근 검증결과, 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하므로 수익률의 시계열 자료는 안정적(stationary) 시계열 자료로 나타났다.

패널 B의 거래량 변화율 분포에 있어서도 1차 자기상관계수는 -0.3291, 시차 12의 Q 통계량은 671.58로 1% 유의수준에서 유의적으로 나타났으며, 단위근 검증결과, 거래량의 변화율 또한 안정적 시계열 자료로 나타났다.

7) 음의 왜도(skewness)로 비대칭적 변동성 현상을 파악 할 수 있다. 또한 수익률 절대치의 가장 큰 변화를 보인 10개의 수익률 중 7개가 음(-)의 값을 보이고 있다.

<표 2> 수익률과 거래량 변화율 분포의 시계열 통계량

패널 A: 일별 수익률			
자기상관계수(AC)		편자기상관계수(PAC)	
1 차	0.0967	1 차	0.0967
2 차	-0.0414	2 차	-0.0512
3 차	-0.0046	3 차	0.0046
4 차	-0.0183	4 차	-0.0207
5 차	-0.0566	5 차	-0.0534
Ljung-Box Q		단위근 검증(Unit Root Test)	
Q (12)	42.311***	ADF ^a	-23.9328***
Q (24)	75.211***	ADF ^b	-23.9460***
Q (36)	89.395***	ADF ^c	-23.9362***
패널 B: 일별 거래량 변화율			
자기상관계수(AC)		편자기상관계수(PAC)	
1 차	-0.3291	1 차	-0.3291
2 차	-0.1008	2 차	-0.2348
3 차	0.0022	3 차	-0.1392
4 차	-0.0339	4 차	-0.1310
5 차	-0.0913	5 차	-0.2077
Ljung-Box Q		단위근 검증(Unit Root Test)	
Q (12)	671.58***	ADF ^a	-36.5727***
Q (24)	772.03***	ADF ^b	-36.5655***
Q (36)	835.97***	ADF ^c	-36.5751***

주) ① *** $p < 0.01$.

② a는 등식에 상수, b는 상수와 시간추세를 포함한 것을 의미하며 c는 둘 다 포함하지 않는 경우를 의미하며 시차는 4를 사용, Phillips-Perron 검증에서도 동일한 결과를 보임.

2. 변동성의 검증결과

2.1 평균방정식과 ARCH 효과

비대칭적 변동성을 검증하기 위해 먼저 ARCH 효과의 존재 유무에 대해 검증하였다. <표 3>에 검증 결과를 제시하고 있다.

<표 3>의 패널 A는 조건부 평균방정식으로 선정된 MA(1)모형의 결과를 제시하고 있다. 분석결과, 평균방정식의 추정계수는 0.1065로 정(+)의 값을 가지며, 1% 유의수준에서 유의적으로 나타났다. <표 3>의 패널 B는 ARCH LM(lagrange multiplier) 테스트 검증 결과를 제시하고 있다. LM 회귀식 검증결과, 추정계수가 모두 1% 유의수준에서 유의적이며, 잔차의 시차 5까지 ARCH 효과가 없다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하고 있으므로 자기회귀 조건부 이분산모형의 설정이 적합하다고 할 수 있다.

<표 3> 평균방정식과 ARCH효과 검증 결과

패널 A: 평균방정식		
	추정계수	t 값
μ	-0.0001	-0.2190
η	0.1065	5.3736***
패널 B: ARCH LM test		
ψ	0.0002	9.4629***
X_1	0.0854	4.2988***
X_2	0.1372	6.9229***
X_3	0.0724	3.6277***
X_4	0.1064	5.3682***
X_5	0.1060	5.3374***
Obs*R ²	221.1530***	
F-statistic	48.3847***	
평균 방정식 $r_t = \mu + \eta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$		
ARCH LM $\varepsilon_t^2 = \psi + X_1 \varepsilon_{t-1}^2 + X_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + X_5 \varepsilon_{t-5}^2 + v_t$		

주) *** p < 0.01.

2.2 비대칭적 변동성 검증

우리나라 증권시장에 있어서 연구기간동안 비대칭적 변동성의 현상이 나타나는가를 MA(1)-GJR 모형 및 MA(1)-GJR-M 모형을 통해 검증하였으며 <표 4>의 패널 A는 MA(1)-GJR 모형의 결과를 제시하였으며, 패널 B는 MA(1)-GJR-M 모형의 결과를 제시하였다.

<표 4>의 패널 A와 패널 B의 변동성 추정계수의 값이 모두 정(+)으로 나타나고 있으며 유의적인 결과를 보이고 있으므로 ARCH 효과와 비대칭적 변동성이 존재함을 알 수 있다. 변동성 특성을 살펴보면, 장기 지속성($\alpha_1 + \beta + \frac{\gamma}{2}$)의 경우 전기에 비해 다소 후기에 감소된 결과를 나타내고 있으며, 모든 기간 동안의 지속성은 1에 근접하고 있으므로 지속성의 정도는 매우 크다고 할 수 있다. 또한 비대칭적 변동성의 계수(γ)의 값이 1%의 유의수준에서 유의적으로 나타나 비대칭적 변동성을 확인할 수 있었다. 연구기간을 전기와 후기로 구분하여 검증한 결과, 전기의 비대칭적 계수 값은 0.0689, 비대칭적 변동성 크기는 0.5564로 나타난 반면, 후기의 경우 각각 0.0883, 0.7606으로 1% 유의수준에서 유의적인 결과를 보이고 있으며 전기에 비해 후기에 높은 값을 보이고 있다.

패널 B는 GJR-M 모형의 분석결과로 패널 A의 결과와 유사하게 지속성은 다소 감소되고 있으나, 비대칭적 변동성의 계수 값과 비대칭적 변동성 정도는 후기에 증가한 것으로 나타났다. 위험회피계수(k)의 값이 유의적으로 나타나지 않았으며, 더

육이 후기의 계수 값은 음(-)으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 Glosten, Jagannathan & Runkle(1993) 등이 언급한 투자자들이 미래 시장에 대해 지나치게 낙관하는 경우 주식시장은 미래 위험과 기대수익률간의 음의 상관관계를 보일 수 있다는 주장과 일치하고 있다.

<표 4> 비대칭적 변동성 검증 결과

패널 A: GJR 모형				
		전체 기간	전 기	후 기
추정계수	α_1	0.0295***	0.0549***	0.0278**
	β	0.9424***	0.9079***	0.9013***
	γ	0.0551***	0.0689***	0.0883***
특성	총 격	0.0570	0.0894	0.0719
	지 속 성	0.9994	0.9973	0.9732
	비대칭성	0.6511	0.5564	0.7606
평균방정식 : $r_t = w + \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$				
패널 B: GJR-M 모형				
추정계수	k	0.0185	0.0112	-0.0281
	α_1	0.0432***	0.0599***	0.0287**
	β	0.9238***	0.9019***	0.9172***
	γ	0.0645***	0.0710***	0.0750***
특성	총 격	0.0754	0.0954	0.0662
	지 속 성	0.9992	0.9973	0.9834
	비대칭성	0.5988	0.5422	0.7234
평균방정식 : $r_t = w + \theta \varepsilon_{t-1} + k\sqrt{h_t} + \varepsilon_t$				

주) ① $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1}$

② * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

③ 단기 총격은 $\alpha_1 + \frac{\gamma}{2}$, 장기지속성은 $\alpha_1 + \beta + \frac{\gamma}{2}$ 및 비대칭성 변동성은

$\frac{-\gamma}{\alpha_1 + \gamma}$ 로 측정함.

후기의 경우 파생상품 도입 등으로 인한 현물시장의 비대칭적 변동성이 감소될 것이라는 예상과는 달리 비대칭적 변동성이 다소 크게 나타났다.

2.3 거래량을 추가한 비대칭적 변동성 검증

본 연구에서는 비대칭적 변동성의 원인이 거래량에 기인한다는 가설을 검증하기 위해 MA(1)-GJR 모형, MA(1)-GJR-M 모형에 당일 거래량을 추가한 모형으로 검증하고자 한다. 비대칭적 변동성은 투자자간 기대차이로 발생한다면 기대차이의 대응변수인 거래량을 비대칭적 변동성 모형에 추가되면 비대칭적 변동성의 크기는 감소되거나 존재하지 않을 것으로 예상된다.

<표 5>에는 분석결과를 제시하고 있다. 여기서 지속성을 나타내는 계수(α_1 , β)가 대부분 유의적으로 나타내고 있으며, 단기 충격의 경우 전체기간에는 0.1848, 0.2110을 보이고 있으며, 전기에 비해 후기의 단기 충격이 증가한 것으로 나타났다. 지속성의 정도의 경우에는 전체기간에는 0.8469에서 0.9721로 비교적 높은 지속성을 보이고 있으며, 전기에 비해 후기에 지속성이 감소되고 있음을 보여주고 있다.

<표 5> 거래량이 포함된 비대칭적 변동성 모형 분석 검증 결과

패널 A : 거래량이 추가된 GJR 모형				
		전체 기간	전 기	후 기
추정 계수	α_1	0.1394***	0.0995***	0.1344*
	β_1	0.6621***	0.8268***	0.6032***
	γ	0.0908*	0.0586**	0.0656
	δ_1	-1.49E-07***	4.55E-07***	-2.00E-07***
특성	총 격	0.1848	0.1288	0.1672
	지 속 성	0.8469	0.9556	0.7704
	비대칭성	0.3942	0.3704	-
평균방정식 : $r_t = w + \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$				
패널 B : 거래량이 추가된 GJR-M 모형				
		전체 기간	전 기	후 기
추정 계수	α_1	0.1400***	0.0940***	0.1364
	β_1	0.7611***	0.8279***	0.5840***
	γ	0.1420***	0.0646***	0.0690
	δ_1	-4.88E-08***	4.95E-07***	-2.05E-07***
특성	총 격	0.2110	0.1263	0.1709
	지 속 성	0.9721	0.9542	0.7549
	비대칭성	0.5037	0.4074	-
평균방정식 : $r_t = w + \theta \varepsilon_{t-1} + k\sqrt{h_t} + \varepsilon_t$				

주) ① $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \delta_1 V_t$

단, V_t 는 당일거래량/1,000,000.

② * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

③ 단기 충격은 $\alpha_1 + \frac{\gamma}{2}$, 장기지속성은 $\alpha_1 + \beta + \frac{\gamma}{2}$ 및 비대칭성 변동성은

$$\frac{\gamma}{\alpha_1 + \gamma} \text{로 측정함.}$$

다음으로 비대칭적 변동성의 결과를 먼저 전체기간을 대상으로 살펴보면 비대칭적 변동성을 나타내는 계수(γ)의 경우 모두 유의적인 결과를 보이고 있다. 그러나, 비대칭적 변동성의 정도는 상당한 수준으로 감소하고 있다. 즉, <표 4>의 거래량을 추가하지 않는 MA(1)-GJR 모형의 경우 비대칭적 변동성이 0.6511로 나타난 반면, <표 5> 패널 A의 MA(1)-GJR 모형에 거래량을 추가한 모형의 결과는 비대칭적 변동성 정도가 0.3942로 나타나 약 40% 감소한 것으로 나타났다. 또한 <표 4>의 거

래량을 추가하지 않는 MA(1)-GJR-M 모형의 경우 비대칭적 변동성이 0.5988로 나타났으나, <표 5> 패널 B의 MA(1)-GJR-M에 거래량을 추가한 경우에는 0.5037로 다소 감소한 결과를 보이고 있다.

다음으로 전체 연구기간을 전기와 후기로 나누어 분석한 결과를 살펴보면 비대칭적 변동성의 계수가 비유의적이거나 상당한 수준으로 감소되었다. <표 5> 패널 A의 전기의 경우 비대칭적 변동성의 정도가 0.3704로 나타났으며, 후기의 경우에는 비대칭적 변동성 계수(γ) 값이 유의적으로 나타나지 않았다. 또한, 패널 B의 결과도 전기의 비대칭적 변동성의 정도가 0.4074로 나타났으며, 후기의 경우에는 비대칭적 변동성 계수(γ)의 값이 유의적으로 나타나지 않았다.

이상의 분석결과 거래량을 포함하지 않는 비대칭적 변동성 모형의 경우에는 비대칭적 변동성이 유의적인 결과를 보인 반면, 거래량을 추가한 비대칭적 변동성 모형의 경우에는 비대칭적 변동성의 정도가 감소되거나, 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과인 전기와 후기의 차이는 거래량 수준에서 그 원인으로 사료된다. 기대차이가 커질수록 비대칭적 변동성이 커지게 되므로 거래량을 추가하지 않은 모형의 경우 전기에 비해 후기의 비대칭적 변동성이 큰 것으로 나타났으나 거래량을 추가한 모형의 경우 후기의 비대칭적 변동성은 나타나지 않았다. 이러한 결과는 예상과 일치하는 결과로 비대칭적 변동성의 원인이 투자자간의 기대차이로 인한 거래량의 증가에서 기인한다는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 분석 결과는 Hong & Stein(2003) 등이 제시한 투자자간 기대차이가 비대칭적 변동성의 원인이 된다는 주장과 일치하는 결과를 보이고 있다.

2.4 과거 일정 거래량을 추가한 비대칭적 변동성 검증

투자자간 기대차이와 비대칭적 변동성이 발생하는 시점의 차이 및 동시적 편의문제를 해결하기 위하여 투자자간 기대차이의 대응변수로 당일 거래량 대신 과거 일정기간 동안의 거래량 변수를 사용하여 분석하였으며, 분석결과가 <표 6>에 나타나 있다.

<표 6>의 패널 A는 20일 이동평균거래량이 포함된 GJR 모형의 검증 결과이며, 패널 B는 패널 A와 동일기간거래량이 포함된 GJR-M 모형의 검증 결과이다.

<표 4>의 거래량이 포함되지 않는 모형의 비대칭적 변동성의 정도는 전체기간 0.6511, 전기 0.5564 및 후기는 0.7606으로 모두 1% 유의수준에서 유의적인 결과를 보인 반면, <표 6> GJR 모형의 분석 결과, 비대칭적 변동성의 정도는 전체기간 0.4211, 전기에는 0.2933로 비대칭적 변동성 정도가 크게 감소한 결과를 보이고 있으며, 더욱이 후기에는 추정 비대칭적 변동성 계수가 비유의적인 값으로 나타났다. 또한 패널 B에서 MA(1)-GJR-M 모형의 분석 결과, 전체기간은 0.4119로 감소한 결과를 보이며, 전기와 후기 모두 추정된 비대칭적 변동성 계수가 비유의적인 값으로 나타났다.

이러한 결과는 당일 거래량을 추가한 모형의 분석결과인 <표 5>와 유사하게 전체적으로 비대칭적 변동성이 감소 또는 비대칭적 변동성이 유의적으로 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 감소의 정도는 당일 거래량을 추가한 모형에 비해 다소 크게 나타났다.

이상에서 당일 거래량 또는 과거 일정기간 동안의 평균거래량이 추가된 비대칭적 변동성 모형의 검증 결과, 비대칭적 변동성의 원인이 투자자간의 기대차이로 기인한 높은 수준의 거래량에 의해 설명가능하다고 할 수 있으며, 전체적으로 두 모형간의 차이는 크지 않는 것으로 나타났다.

<표 6> 과거 일정 거래량이 포함된 비대칭적 변동성 모형 검증결과

패널 A : 과거 일정 거래량이 포함된 GJR 모형				
		전체 기간	전 기	후 기
추정 계수	α_1	0.1313***	0.1117***	0.1303*
	β_1	0.6710***	0.8344***	0.5896***
	γ	0.0955**	0.0464***	0.0742
	δ_1	-1.44E-07***	2.95E-07***	-2.38E-07***
특성	충격	0.1791	0.1349	0.1674
	지속성	0.8501	0.9694	0.7570
	비대칭성	0.4211	0.2933	-
평균 방정식 : $r_t = w + \Theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$				
패널 B : 과거 일정 거래량이 포함된 GJR-M 모형				
		전체 기간	전 기	후 기
추정 계수	α_1	0.1335***	0.1346***	0.1244***
	β_1	0.6595***	0.8330***	0.5777***
	γ	0.0935*	0.0258	0.0840
	δ_1	-1.48E-07***	2.07E-07***	-2.39E-07***
특성	충격	0.1802	0.1475	0.1664
	지속성	0.8397	0.9805	0.7441
	비대칭성	0.4119	-	-
평균 방정식 : $r_t = w + \Theta \varepsilon_{t-1} + k\sqrt{h_t} + \varepsilon_t$				

주) ① $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \delta_1 MV_t$

단, MV_t 는 20일 이동평균거래량/1000000.

② * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

③ 단기 충격은 $\alpha_1 + \frac{\gamma}{2}$, 장기지속성은 $\alpha_1 + \beta_1 + \frac{\gamma}{2}$ 및 비대칭성 변동성은

$$\frac{\gamma}{\alpha_1 + \gamma} \text{로 측정함.}$$

단기 민감도(충격)의 경우 패널 A와 패널 B 동일하게 전기에 비해 후기에 다소 증가한 결과를 보이고 있으며, 장기 지속성의 경우에는 패널 A와 패널 B 동일하게 전기에 비해 후기에 감소한 결과를 보이고 있다. 이러한 결과는 당일거래량을 추가한 모형의 분석 결과 <표 5>의 결과와 일치하고 있다.

거래량 변수의 경우 기존 연구 결과와는 다소 상이하게 추정된 계수의 값이 연구

기간에 따라 상이한 부호를 보였다. 거래량과 변동성간의 관계는 대체로 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 알려져 있다. 본 연구의 분석 결과 전기의 경우 유의적인 양(+)의 관계를 보이고 있으므로 기존 연구와 일치한다고 할 수 있다. 그러나 전체기간과 후기에 있어서는 유의적인 음(-)의 관계를 보이고 있으므로 Downing & Zhang(2004)의 연구결과와 유사한 결과로 이들은 거래량과 변동성간의 관계가 연구기간에 따라 달라질 수 있음을 제시하고 있으며, 특히 거래량이 상당히 높은 수준의 기간에는 거래량의 증가가 변동성의 감소를 가져온다는 결과를 보이고 있다.

이러한 결과는 전절에서 살펴본 수익률과 거래량의 변화율의 그림을 통한 예상과 일치하고 있으며, 후기의 거래량은 발생한 정보 수 보다 매우 높은 수준의 거래량으로 발생한 것으로 사료된다. 즉, 후기의 높은 거래량은 정보발생 건수에 의해 설명될 수 없으며, 비록 정보발생 건수는 변동성을 증가를 유지한다 하더라도 높은 거래량은 발생정보 효과를 희석한 것으로 사료된다.

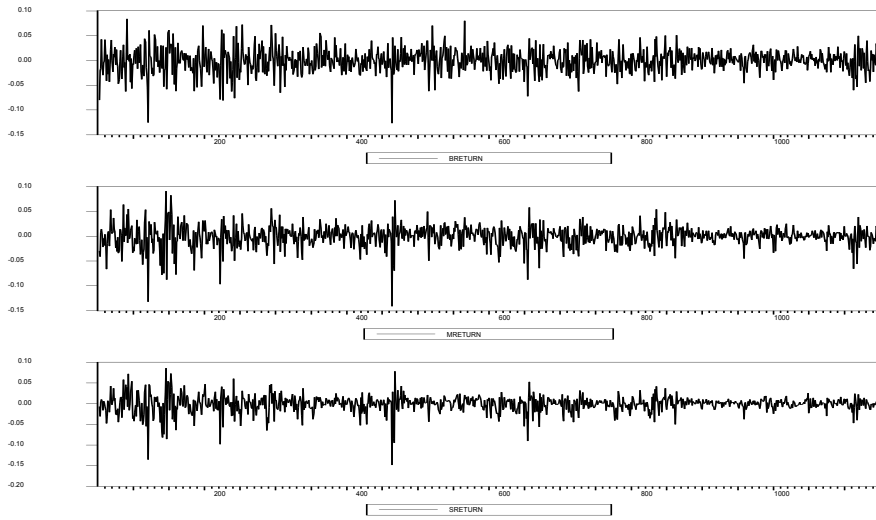
3. 규모별 지수 수익률의 비대칭적 변동성 검증

기업 규모별로 투자자간 기대차이의 정도는 차이는 존재하는 것으로 알려져 있다. 따라서 기업 규모별로 투자자간 기대차이 정도의 차이가 존재한다면 기업 규모에 따라 비대칭적 변동성의 정도 또한 다르게 나타날 것이다. 이를 위해 시장가치별 지수인 대형주, 중형주, 및 소형주 지수의 일별 종가와 거래량을 이용하여 분석하였다.

3.1 규모별 지수 수익률의 기초통계량

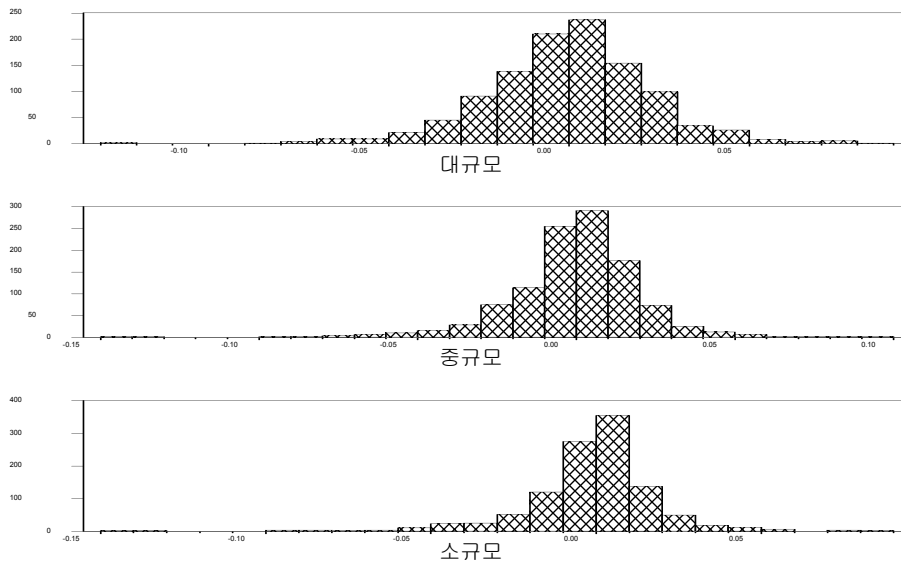
비대칭적 변동성의 원인으로 제시하고 있는 투자자간 기대차이에 대하여 검증하기 위하여 규모의 차이에 따른 비대칭적 변동성의 정도를 검증하였다. 이를 위해 시장가치 지수를 이용하였으며, [그림 4]는 각 지수의 수익률 추이를 나타내고 있으며, [그림 5]는 수익률의 분포를 나타내고 있으며, <표 8>는 기초통계량을 제시하고 있다.

[그림 4] 대규모, 중규모 및 소규모 지수 수익률 추이



대규모의 지수의 수익률의 표준편차가 0.0228로 나타나 가장 큰 표준편차를 보이고 있으며, 모든 지수 수익률이 음(-)의 왜도 및 초과 첨도를 보이고 있으며 대규모, 중규모 및 소규모 각각의 지수의 수익률의 왜도가 -0.3506, -0.9698 및 -1.2024로 나타나 소규모 기업의 비대칭적 변동성이 가장 클 것으로 기대할 수 있다. 첨도의 경우에도 소규모 지수의 수익률이 10.843으로 가장 첨도를 보이고 있다. 모든 지수의 수익률의 분포는 J-B 통계치에 의해 정규분포는 기각된다.

[그림 5] 대규모, 중규모 및 소규모 지수 수익률 분포



<표 8> 대규모, 중규모 및 소규모 지수 수익률 분포의 기초통계량

	대규모 지수 수익률	중규모 지수 수익률	소규모 지수 수익률
평균	-0.0002	-0.0004	-0.0009
중앙값	0.0006	0.0011	0.0009
최대값	0.0835	0.0908	0.0860
최소값	-0.1264	-0.1414	-0.1486
표준편차	0.0228	0.0204	0.0197
왜도	-0.3506	-0.9698	-1.2024
첨도	5.3391	8.7605	10.843
J - B	272.81***	1690.24***	3078.72***

주) *** p < 0.01.

3.2 규모별 지수 수익률의 비대칭적 변동성 검증

규모별 지수 수익률의 비대칭적 변동성의 검증결과를 <표 9> 패널 A에 그리고 거래량이 추가된 비대칭적 변동성의 검증 결과를 <표 9> 패널 B에 제시하고 있다.⁸⁾

<표 9> 규모별 지수 수익률의 비대칭적 변동성 검증 결과

패널 A : 규모별 GJR 모형 ($h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1}$)										
평균방정식	$r_t = w + \theta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$					$r_t = w + \theta \varepsilon_{t-1} + \sqrt{h_t} \varepsilon_t$				
추정계수	α_1	β	γ	δ_1	비대칭성	α_1	β	γ	δ_1	비대칭성
대규모 지수	0.0170	0.9053*	0.1104*		0.8668	0.0232***	0.9031*	0.0986*		0.8098
중규모 지수	0.0377*	0.8455*	0.1581*		0.8074	0.0376*	0.8460*	0.1625*		0.8119
소규모 지수	0.0827*	0.8172*	0.1751*		0.6792	0.0818*	0.8154*	0.1994*		0.7091
패널 B : 거래량이 포함된 GJR 모형 ($h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \delta_1 V_t$)										
대규모 지수	0.0501*	0.7826*	0.2209*	-4.7E-8*	0.8152	0.1150	0.6173*	0.1094	-2.4E-7*	-
중규모 지수	0.1237*	0.6556*	0.0416	-1.5E-6*	-	0.1300*	0.6450*	0.0427	-1.5E-6*	-
소규모 지수	0.1142	0.6259*	0.0758	-7.9E-7*	-	0.1181**	0.6196*	0.0754	-8.2E-7*	-

주) ① * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

② 비대칭성 변동성은 $\frac{\gamma}{\alpha_1 + \gamma}$ 로 측정함.

먼저 패널 A의 GJR 모형의 변동성 분석 결과 대규모 지수의 충격 계수(α_1)를 제외하고는 모두 1% 유의수준에서 유의적으로 나타났으며, 비대칭적 변동성의 정도는 대규모 지수가 0.8668 (GJR-M 모형의 경우에는 중규모 지수가 가장 높게 0.8119)로 가장 높게 나타났다. 그러나 비대칭적 변동성 계수(γ)의 경우에는 대규모 지수수익률이 가장 낮게 나타난 반면, 소규모 지수수익률 경우가 가장 높게 0.1751 (GJR-M 모형의 경우 0.1994)로 나타났다. 이러한 결과는 각 모형의 추정 계수의 유의수준 차이에서 기인된 것으로 대규모 지수의 경우 충격의 계수가 유의적이지 않거나 10% 유의수준으로 나타나 다른 지수 수익률 변동성 충격에 비해 상당히 작은 값을 보이므로 비대칭적 변동성의 정도가 높게 나타난 것이다. 따라서

8) 평균방정식의 결정은 SBC에 의해 대규모 지수의 경우 AR(2), 중규모 지수는 AR(1), 소규모 지수는 MA(1)모형으로 결정되었다.

기업 규모가 클수록 비대칭적 변동성이 낮게 발생한다는 기존 연구 결과와 일치하고 있다.

거래량을 추가한 모형의 경우 비대칭적 변동성이 낮아지거나 또는 사라질 것으로 예상된다. 그러나 기업규모별로 그 정도의 차이는 존재할 것이다. 즉, 비대칭적 변동성이 투자자간의 기대차이로 인하여 기인한다면, 대규모 지수보다는 중소규모 지수에 더 큰 기대차이를 보일 것이며, 또한 개인투자자들의 투자비중은 대규모 보다는 중소규모 지수에 더 높은 투자 비중을 보이므로 중소규모 지수의 수익률에 있어 비대칭적 변동성의 감소 또는 사라질 정도는 더 클 것으로 예상된다. <표 9> 패널 B에 그 결과를 제시하고 있다. GJR 모형에 거래량을 추가한 모형의 경우 대규모 지수 수익률의 비대칭적 변동성은 0.8668에서 0.8152로 다소 감소하였으며, 그 외 모든 지수의 수익률에서는 비대칭적 변동성이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 예상과 일치하는 결과로 대규모보다는 중소규모의 지수에 보다 높은 투자자간 기대차이가 커지므로 비대칭적 변동성이 커지게 나타났으나, 투자자간의 기대차이를 거래량으로 통제한 모형의 경우 비대칭적 변동성은 사라진 것으로 나타났다. 대규모 지수 수익률의 경우 거래량을 추가한 모형에서도 비대칭적 변동성은 존재하였다. 이러한 결과는 비대칭적 변동성이 기대차이로는 설명되지 않는 부분이 있다는 것으로 대규모 주식에 투자하는 투자자 집단은 개인투자자 집단 보다는 이성적 투자집단이므로 대규모에 존재하는 비대칭적 변동성의 원인은 레버리지 효과 또는 변동성 환류효과로 설명이 될 것으로 사료된다. 이러한 결과는 GJR-M 모형의 평균방정식 추정결과, 표준편차의 계수가 정(+)으로 유의적으로 나타나 대규모 지수 수익률의 경우 변동성 환류효과의 존재를 부분적으로 확인할 수 있었다.

V. 결론

본 연구는 수익률에 있어서 비대칭적 변동성 현상의 원인으로 기존에 제시된 레버리지 효과와 변동성 환류효과의 문제점을 제시하고 최근 제시되고 있는 투자자간의 기대차이로 인한 비대칭적 변동성 현상에 대하여 검증하는 것이 목적이다. 기존의 비대칭적 변동성 모형을 이용하여 측정한 비대칭적 변동성의 정도와 투자자간 기대차이를 반영한 수정된 비대칭적 변동성 모형으로 측정한 비대칭적 변동성의 정도를 비교했을 때 후자를 이용하여 측정한 비대칭적 변동성 정도가 감소되거나, 존재하지 않는 것으로 나타난다면 비대칭적 변동성의 원인으로 제시되고 있는 투자자간의 기대차이의 실증적 근거가 확보된다고 할 수 있다.

실증분석에서 투자자간의 기대차이의 대응변수로는 거래량을 사용하였으며, 동시적 편의의 문제점을 해결하기 위해 당일 거래량 뿐 만 아니라 과거 일정기간 동안의 평균거래량도 사용하였다. 또한 기업규모의 차이별로 투자자간의 기대차이는 다

르게 나타날 수 있으므로 시장가치지수를 이용하여 분석하였다. 분석 자료는 우리나라 주식시장을 대상으로 1993년 1월 3일부터 2004년 12월 30일까지의 종합주가지수와 시장가치 규모별 지수의 주가와 거래량 자료를 이용하였다. 연구기간은 1998년까지를 전기로 설정하고 그 이후를 후기로 나누어 분석하였다.

비대칭적 변동성을 측정하기 위해 종합주가지수를 대상으로 GJR 모형을 이용하여 분석한 결과, 전체 연구기간 동안의 비대칭성의 추정계수는 1% 유의수준에서 유의적으로 나타났으며, 전기에 비해 후기에 비대칭적 변동성의 정도는 증가된 것으로 나타났다. 한편, 거래량을 추가한 수정된 GJR 모형을 이용하여 분석한 결과는 기존의 GJR 모형으로 측정된 결과에 비해 전체기간의 비대칭적 변동성의 크기는 다소 감소한 것으로 나타났다. 또한 전기의 비대칭적 변동성의 정도는 상당한 크기로 감소한 결과를 보이고 있으며, 더욱이 후기의 비대칭적 변동성은 유의적인 결과를 보이지 않고 있다. 과거 일정 기간 동안의 평균거래량을 추가하여 수정된 GJR모형을 이용하여 분석한 결과에서도 당일 거래량을 추가한 모형과 유사한 결과가 나타났다. 이상에서 거래량을 추가한 수정된 GJR 모형으로 비대칭성 변동성을 측정한 경우, 비대칭적 변동성이 감소되거나 또는 비대칭적 변동성이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 한편, 비대칭적 변동성 정도의 감소 또는 제거의 정도는 당일 거래량을 추가한 모형에 비해 과거 일정기간 동안의 거래량을 추가한 모형에서 다소 크게 나타났다. 따라서 이러한 결과에서 미루어 볼 때 비대칭적 변동성의 원인이 투자자간의 기대차이로 기인한 높은 수준의 거래량에 의해 설명가능하다고 할 수 있으며, 전체적으로 두 모형간의 설명력 차이는 크지 않는 것으로 나타났다.

한편, 투자자간의 기대차이는 기업규모에 따라 달라질 수 있으므로 시장가치별로 구분하여 대규모 시장지수, 중규모 시장지수 및 소규모 시장지수를 대상으로 GJR 모형을 이용하여 분석한 결과, 비대칭적 변동성은 모든 시장지수에 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 거래량을 추가한 수정된 GJR 모형을 이용하여 분석한 결과는 대규모 지수의 경우는 비대칭적 변동성이 존재하는 것으로 나타난 반면, 중규모 지수 및 소규모 지수에서는 비대칭적 변동성이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 대규모 지수에서 발견된 비대칭적 변동성은 투자자간 기대차이로는 설명되지 않는 부분으로 이는 레버리지 효과 또는 변동성 환류효과로 설명이 될 것으로 사료된다. 이상의 결과에서 비대칭적 변동성의 원인으로 제시된 투자자간의 기대차이의 주장은 어느 정도 타당성을 가지며, 특히, 중소규모의 주식의 경우에는 투자자의 기대차이가 비대칭적 변동성의 가장 중요한 요인으로 작용한다고 할 수 있다.

본 연구의 결과는 비대칭적 변동성 모형을 모두 고려하지 못한 점과 거래량 회전을 변수를 사용하지 않는 점이 한계점으로 지적할 수 있다. 추가적으로 논의되어야 할 내용을 정리하면 다음과 같다. 기대되는 연구로 첫째, 지수를 대상으로 분석하였으므로 다양한 포트폴리오 특히, 기업 규모별 포트폴리오 뿐 만 아니라 투자자들에게 보다 직접적인 영향을 미치는 가격을 이용하여 가격별 포트폴리오를 구성하여 비대칭적 변동성에 거래량이 미치는 영향을 분석하면 보다 세밀한 분석이 가능하다

고 사료된다. 둘째, 거래량(회전율) 변수에 있어서 변동성 모형의 비음수의 제한을 고려한 예상치 못한 거래량(회전율)을 이용하여 분석할 필요가 있다고 생각된다. 셋째, 투자자의 처분효과와 비대칭적 변동성을 접목하여 분석하는 것도 필요하다고 사료된다.

참고 문헌

- 구본일(2000), “한국 주식시장에서의 주가변동성의 비대칭성에 관한 연구”, *재무관리연구*, 제 19호, pp. 129-159.
- 변종국·조정일·정기웅(2003), “주식수익률의 비대칭적 변동성의 결정요인에 관한 연구”, *재무연구*, 제 2호, pp. 31-65.
- 이일균(1999), “정보의 발생과 주가변동성”, *재무관리연구*, 제16권, pp. 285-308.
- 최혁·이헌복(2000), “정보의 유입과 정보에 대한 해석의 차이가 주식과 선물거래량에 미치는 영향”, *증권·금융연구*, pp. 87-115.
- Anderson, Torben G.,(1996), “Return Volatility and Trading Volume: An Information Flow Interpretation of Stochastic Volatility”, *Journal of Finance*, pp. 169-204.
- Avramov, D., Chordia. T. & Goyal. T.,(2005), “The Impact of Trades on Daily Volatility”, *Review of Financial Studies*, Forthcoming.
- Bessembinder. H, Chan. K. & Seguin. P.,(1996), “An Empirical Examination of Information, Differences of Opinion, and Trading Activity”, *Journal of Financial Economics*, Volume 40, pp. 105-134.
- Black , F.,(1976), "Studies of Stock Market Volatility Changes", *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, pp. 177-181.
- Blanchard, O. J., Watson, M, W.,(1982), "Bubbles, Rational Expectation, and Financial Markets, in Wachtel, P.(ed)", *Crises in Economic and Financial Structure, Lexington Books*, Lexington, MA., pp. 295-315.
- Bollerslev, T.,(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, pp. 307-327.
- Campbell, J.Y & L.Hentschel.,(1992), "No News is Good: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns", *Journal of Financial Economics* 31, pp. 281-318.
- Christie, J.,(1982), "The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage and Interest Rate Effect", *Journal of Financial Economics*, 10, pp. 407-432.
- Downing, Chris & Frank Zhang.,(2004), "Trading Activity and Price Volatility in

- the Municipal Bond Market", *Journal of Finance*, pp. 899-931.
- Engle, R. F.,(1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, pp. 987-1007.
- Figlewski, S, & Wang, X.,(2000), "Is the Leverage effect a Leverage effect?", [ssrn-id256109](https://ssrn.com/abstract=256109), working paper.
- French, K. R, G.W. Schwert & R.F Stambaugh.,(1987), "Expected Stock Return and Volatility", *Journal of Finance*, 45, pp .479-496.
- French, K .R, & R.Roll.,(1986), "Stock Return Variances: The Arrival of Information and The Reaction of Traders", *Journal of Financial Economics*, 17, pp. 5-26.
- Glosten, L. R, R. Jagannathan, & D. E. Runkle.,(1993), "On The Relation between The Expected Value and The Volatility of The Nominal Excess on Stock", *Journal of Finance*, 48, pp. 1779-1801.
- Harris, M., & Raviv, A.,(1993), "Differences of Opinion make a Horse Race", *Review of Financial Studies*, pp. 473-506.
- Hong, H., & J, C, Stein.,(2003), "Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Market Crashes", *Review of Financial Studies*, 16, pp. 487-525.
- Jones. C M., & Lamont O. A.,(2002), "Short-sale constraints and stock returns", *Journal of Financial Economics*, Volume 66, pp. 207-239.
- Kandel, E., & Pearson, N.D.,(1995), "Differential interpretation of Public Signals and Trade in Speculative Markets", *Journal of Political Economy*, pp. 831-872.
- LeRoy, S. F & R. D. Poter.,(1981), "The Present-Value Relation: Test Based on Implied Variance Bounds", *Econometrica*, 49, pp. 555-574.
- Llorente. G., Michaely. R, Saar. G., & Wang. J.,(2002) "Dynamic Volume-Return Relation of Individual Stocks", *Review of Financial Studies*, pp. 1005-1047.
- Miller Edward M.,(1977), "Risk, Uncertainty and Divergence of Opinion", *Journal of Finance*, 32, pp. 1151-1168.
- Nam, K, Pyun, C.S, & Avard, S.L.,(2001), "Asymmetric reverting Behavior of short-horizon stock Returns: An Evidence of Stock Market Overreaction", *Journal of Banking & Finance*, 25, pp. 807-824.
- Odean, T.,(1998a), "Volume, Volatility, Price and Profit when All Traders are above Average", *Journal of Finance*, 53, pp. 1887-1934.
- Odean, T.,(1998b), "Are Investor Reluctant to Realize There Loss?", *Journal of Finance*, 53, pp. 1775-1798.
- Omran, M. F. & E. Mckenzie.,(2000), "Heteroscedasticity in Stock Return data

- revisited: Volume versus GARCH effects", *Applied Financial Economics*, 10, pp. 553-560.
- Pindyck, R S.,(1984), "Risk Inflation, and the Stock Market", *American Economic Review*, 74, pp. 335-351.
- Poterba, J, M., & Summers, L..H.,(1986), "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations", *American Economic Review*, 76, pp. 1142-1151.
- Shiller, Robert J.,(1981), "Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividend?", *American Economic Review*, 71, pp. 415-420.
- Shiller, Robert J.,(2000), "Irrational Exuberance", *Princeton university Press*, Princeton, NJ.
- Solibakke. R.B,(2001), "Efficiently ARMA-GARCH estimated trading volume characteristics in thinly traded markets", *Applied Financial Economics*, 11, pp. 539-556.
- Turner, C. M., R. Stysrtz & C. R. Nelson.,(1989), "A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk, and Learning in the Stock Market", *Econometrica*, 48, pp. 817-838.
- Varian, H.R, (1989), "Differences of Opinion in Financial Market", *Proceedings of the 11th Annual Economic Policy*.
- Wu, G.,(2001), "The Determinants of Asymmetric Volatility", *Review of Financial Studies*, 14, pp. 837-859.