

정보량과 비대칭적 변동성에 관한 연구

안승철* · 장승욱**

〈요 약〉

본 연구는 투자자간의 의견차이가 수익률의 비대칭적 변동성 현상에 영향을 주는지 검증하고, 정보량이 비대칭적 변동성에 미치는 영향을 검증하였다. 2000년 1월 4일부터 2005년 12월 29일까지의 유가증권시장 주가지수의 일별 증가와 거래량을 표본자료로 이용하였으며, 일별 거래량과 시장가치 수준별로 개별기업을 대상으로 각각 포트폴리오를 구성하여 분석하였다. 실증분석에서 TGARCH 모형을 기본모형으로 이용하였으며, 투자자간 의견차이의 대응변수인 거래량을 추가한 수정모형을 통하여 분석하였다.

주가지수를 대상으로 기본모형을 분석한 결과는 비대칭적 변동성이 존재하는 것으로 나타났으나, 수정모형의 분석 결과에서는 비대칭적 변동성이 유의적으로 감소되는 것으로 나타났다. 그리고 포트폴리오를 대상으로 분석한 결과는 정보량(거래량, 시장가치)이 많을수록 비대칭성 계수와 비대칭성 비율이 대체적으로 높은 것으로 나타났으며, 또한 기본모형에 비해 수정모형에 의해 추정된 비대칭성 계수와 비율이 제한적이거나 유의적으로 감소하는 것으로 나타났다.

이상의 결과에서 우리나라 증권시장에서 투자자간 의견차이가 비대칭적 변동성을 설명하는 요인 중의 하나라고 할 수 있으며, 정보량이 비대칭적 변동성에 제한적으로 영향을 미치는 것을 알 수 있었다. 한편, 시장가치가 높은 포트폴리오일수록 비대칭적 변동성이 높게 나타났는데 이는 투자자간 의견차이 뿐만 아니라 정보의 신뢰성 차이에 기인한 투자자들의 의견수렴 정도에 의해 나타난 것으로 사료된다.

주제어 : 비대칭적 변동성, 투자자간 의견차이, 거래량, 정보량

논문접수일 : 2007년 03월 15일 논문게재확정일 : 2007년 12월 11일

* 주저자, 영남대학교 상경대학, E-mail : scahn@ynu.ac.kr

** 교신저자, 영남대학교 상경대학, E-mail : fn3737@ynu.ac.kr

*** 이 논문은 2007학년도 영남대학교 교비특별공모과제 지원금에 의해 작성되었으며, 본 연구의 개선을 위해 유익한 지적과 조언을 해주신 익명의 심사자에게 깊은 감사를 드립니다.

I. 서 론

주가 변동은 비대칭적 변동성(asymmetric volatility)의 특성을 가진다고 알려져 있다. 기존의 연구들에 의하면 주가 변동성에 있어서 비대칭적 변동성 현상이 존재하고 있다는 것은 동의하고 있으나, 그 원인에 대해서는 명확한 결론을 내리지 못하고 있다.

비대칭적 변동성 현상의 원인에 대해 Black(1976) 등은 레버리지 효과(leverage effect)로 설명한 반면, Pindyck(1984), French, Schwert and Stambaugh(1987), 그리고 Campbell and Hentschel(1992) 등은 변동성 환류효과(volatility feedback effect)를 제시하였다. 그러나 레버리지 효과와 변동성 환류효과의 타당성에 대해서는 연구자에 따라 상이한 결론을 제시하고 있어 논란의 대상이 되고 있다. 또한 비현실적인 가정과 서로 상반되는 인과관계의 설정 등은 레버리지 효과와 변동성 환류효과의 한계점으로 지적되고 있다. 그리고 Antoniou, Holmes and Priestley(1998) 등은 비대칭적 변동성 현상의 원인에 대하여 정보 비효율성으로 설명하였으나, 연구자마다 상이한 결론이 도출되고 있다.

최근 투자자간의 의견차이(differences of opinion)에 의해 비대칭적 변동성이 야기된다는 주장이 Chen, Hong and Stein(2001) 및 Hong and Stein(2003) 등에 의해 제기되었다. 이들은 일정 기간별로 측정된 지수 수익률의 왜도(비대칭 분포)와 거래량(의견차이의 대응변수)간의 관계를 실증분석을 통하여 투자자간 의견차이에 의해 비대칭적 변동성이 발생된다고 주장하였다.

투자자간 의견차이는 선진 금융시장에 비해 우리나라와 같은 신흥시장에서 더 크게 나타날 것으로 예상되지만, 우리나라 증권시장을 대상으로 비대칭적 변동성과 투자자간 의견차이의 관계를 검증한 연구는 아직 발견되지 않고 있다. 또한 비대칭적 변동성 분석에 있어서 개별기업 특성별로 구성된 포트폴리오간 비대칭성 계수와 비율의 차이를 살펴본 연구는 미미한 실정이다.

의견차이 거래모형(differences of opinion trading model)에 근거하면 시장에서 제공되는 정보가 많으면 많을수록 투자자간 의견차이가 커지고 거래량 또한 증가하게 될 것으로 본다. 그러므로 의견차이에 의해 비대칭적 변동성이 발생한다면 시장에서 제공되는 새로운 정보가 많으면 많을수록 비대칭적 변동성도 크게 발생할 것으로 예상할 수 있다.

본 연구의 목적은 최근 제기된 투자자간 의견차이에 의해 비대칭적 변동성이 발생한다는 주장에 대하여 검증하고, 또한 정보량이 비대칭적 변동성에 미치는 영향을 검증

하는 것이다.

이를 위해 먼저 비대칭적 변동성 모형(기본모형)에 의해 추정된 비대칭성 계수와 비대칭성 비율을 추정한 다음, 투자자간 의견차이의 대용변수가 추가된 모형(수정모형)을 도출하여 수정모형에서 추정된 비대칭성 계수와 비대칭성 비율을 추정하여 각 모형에 의해 추정된 추정치의 차이를 분석하고자 한다. 수정모형에서 추정된 비대칭성 계수와 비대칭성 비율이 기본모형의 그것에 비해 유의적으로 감소하거나 비대칭적 변동성 현상이 사라진다면, 투자자간 의견차이로 인해 비대칭적 변동성 현상이 발생된다는 주장은 실증적 타당성을 갖는다고 할 수 있다. 또한 정보량에 따른 기업 특성별 포트폴리오를 구성하여 포트폴리오간 비대칭성 계수와 비율에 대하여 분석하고자 한다. 정보량에 따른 포트폴리오는 거래량과 시장가치를 기준으로 구성하였다.

본 연구의 구성은 서론에 이어 제 II장에서 이론적 배경을 살펴보고, 제 III장에서는 자료 및 연구모형을 도출하고 설명하였으며, 제 IV장에서 실증분석 결과를 제시하고 제 V장에서 결론을 내린다.

II. 이론적 배경

1. 기존 비대칭적 변동성의 원인과 문제점

주가변동성은 주가에 영향을 미치는 정보가 호재성인가 또는 악재성인가에 따라 변동성에 비대칭적으로 반영되는 비대칭적 변동성(asymmetric volatility)의 특성을 가진다고 알려져 있다. 비대칭적 변동성 현상은 동일한 크기의 수익률 변화에 대해 음(-)의 정보가 발생한 경우 더 큰 변동성을 보이는 경향을 의미한다.

기존연구에서 비대칭적 변동성의 원인으로 제시되고 있는 가설로는 레버리지 효과, 변동성 환류효과 및 정보 비효율성을 들 수 있다. 이들 연구에서는 주식수익률에 있어서 비대칭적 변동성 현상의 존재에 대해서는 이견이 없으나, 그 원인에 대해서는 명확한 결론을 내리지 못하고 있다.

레버리지효과(leverage effect)는 양(+)의 정보가 발생한 경우에는 자기자본의 증가로 인해 기업이 부채를 감소시켜 재무위험을 낮추게 되므로 수익률의 변동성을 감소시키는 반면, 음(-)의 정보가 발생한 경우에는 자기자본 가치의 감소로 인해 부채비율이 증가되며 증가된 부채비율은 재무위험을 높이게 되므로 수익률의 변동성을 크게 한다는 것이다.

그러나 Christie(1982), French, Schwert and Stambaugh(1987), Schwert(1989), Figlewski and Wang(2000) 등은 비대칭적 변동성의 원인으로 레버리지 효과는 문제점을 갖는다고 지적하고 있으며, 더욱이 Avramov, Chordia and Goyal(2006)의 연구에 의하면 부채비율이 0인 기업에서도 비대칭적 변동성을 발견하였고 일중 변화에 의한 레버리지 변화의 경제적 의미에 대해 회의적인 주장을 하고 있다. 이러한 점들은 레버리지 효과의 문제점으로 지적 될 수 있다.

한편, 변동성 환류효과(volatility feedback effect)에 의하면 예상치 못한 정보의 발생은 호재와 악재 구분없이 변동성을 증가시키며, 예상치 못한 호재의 정보가 발생한 경우에는 초기의 가격상승과 변동성 증가에 의한 가격하락으로 완화된 수익률 상승이 실현되는 반면, 예상치 못한 악재의 정보가 발생한 경우에는 초기의 가격 하락과 변동성 증가에 의한 추가적 추가 하락이 부가되어 수익률 하락이 증폭되어 비대칭적 변동성 현상이 발생된다는 주장이다.

변동성 환류효과는 변동성이 기대수익률 결정에 반영되며 정보로 인한 변동성의 증가가 상당기간 지속된다고 전제하고 있다. 그러나 이에 대한 실증적 연구들은 추정된 위험회피계수 값이 연구자에 따라 일관된 유의성이 나타나지 않고 있다.¹⁾ 그리고 개별 기업 수준에서 변동성 환류효과를 검증하기가 어렵다는 점이 한계점으로 지적될 수 있다. 또한, Poterba and Summers(1986) 등과 Turner, Startz and Nelson(1989) 등의 연구에 의하면 변동성에 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 and Goyal(2006) 등의 연구에서도 기대수익률은 사업주기에 의해 달라지므로 일중 자료에서 식별하기가 어렵다고 주장하였다.

Antoniou, Holmes and Priestley(1998) 등은 6개국을 대상으로 선물 도입 전 3년부터 도입 후 3년까지의 자료를 이용하여 분석한 결과, 주가지수 선물시장의 도입 후 비대칭적 변동성이 완화된 결과를 제시하면서 정보에 대한 비효율성이 비대칭적 변동성을 야기하는 원인이 된다고 주장하였다. 이와 관련된 국내의 연구로 변종국, 조정일, 정기웅(2003) 등의 연구에서는 우리나라 주식시장에서도 주가지수 선물 도입 이후 비대칭성이 완화된 것으로 나타나 현물주식시장에서 비대칭적 변동성이 나타나는 것은 정보 비

1) French, Schwert and Stambaugh(1987), Campbell and Hentschel(1992), Turner, Startz and Nelson(1989), Breen, Glosten and Jagannathan(1989), Nelson(1991), Glosten, Jagannathan and Runkel(1993), Chan, Karolyi and Stultz(1992), 신재정, 정범석(1993), 조담(1994), 구명희, 이윤선(1998), 김진호, 황윤재(1996), 오현탁, 이현상, 이치송(2000) 등의 연구 참조.

효율성 때문이라고 판단된다고 하였다. 또한 박종원(2006)의 연구에서는 레버리지 효과와 환율변동이 우리나라 증권시장의 비대칭적 변동성을 설명하는 주요요인이라고 언급하면서 파생상품 도입 이후 현물시장의 비대칭적 변동성이 대체적으로 완화되었다고 주장하였다. 한편, 장경천, 김현석(2005) 등의 연구에서는 선물시장 도입이 현물주식시장의 비대칭적 변동성을 완화하지 못하는 결과를 제기하고 있다. KOSDAQ 시장을 대상으로 분석한 유한수(2003)의 연구에서는 추정된 내재가치에 비하여 실제 주가의 경우 비대칭적 변동성이 강하게 존재함을 발견하여 노이즈 거래가 비대칭적 변동성을 유발하는 원인들 중의 하나일 수 있다고 언급하고 있다. 그러나 KOSPI, KOSPI200, KOSDAQ 및 KOSDAQ50을 대상으로 비대칭성 비율의 차이에 대하여 분석한 김규형, 김현석(2006)의 연구에서는 시장별 비대칭성 크기에 차이가 없는 것으로 나타났으며, 주가지수와 선물거래 대상 지수간에도 비대칭적 변동성이 차이가 없는 것으로 나타나 정보 비효율성에 의해서 비대칭적 변동성이 발생한다는 주장을 받아들이기 어렵다고 주장하였다.

2. 정보량과 비대칭적 변동성

최근 투자자간 의견차이로 인해 비대칭적 변동성이 야기된다는 주장이 Chen, Hong and Stein(2001)과 Hong and Stein(2003) 등에 의해 제기되었다. 투자자간 의견차이로 인해 미래 수익률이 감소될 수 있다는 주장은 Miller(1977)에 의해 제기된 바 있다. Miller(1977)에 의하면 투자자들이 주식의 가치에 대해 다양한 의견을 가지고 있을 경우 먼저 그 주식을 취득하는 투자자는 그 주식의 가치에 대해 낙관적인 사람일 것이라는 추정을 하였다. 또한 공매의 제한으로 주식의 공급이 제한되어 있기 때문에 비관적인 투자자의 의견은 주가에 반영되지 않는 반면, 낙관적인 투자자의 의견이 주가에 반영된다고 하였다. 따라서 해당 시점의 주가는 상대적으로 고평가되어 있으며 일정시점 이후 미래 수익률의 감소를 가져온다고 주장하였다. Chen, Hong and Stein(2001) 등은 이를 확장하여 투자자간 의견차이가 비대칭적 변동성의 원인이라고 하였다.

예를 들어, 주식시장의 투자자 집단이 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 보유주식을 처분하거나 해당 주식에 대해 투자를 보류하게 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 유지하는 반면,²⁾ 주가에 대한 음(-)의 정보가 발생한 경우 집단 A는 보유주식을 처분하고자 할 것이며, 이때 처분주식의 잠재매수자는 집단 B가 된다. 그러나 집단 B는 해당 주식을 1시점의 주가수준 보다 더 하락한 경우에만 매수하게 되므로 이때 1시점에 주가에 반영되지 않은 집단 B의 누적정보가 반영되어 주식의 가격은 더욱 하락하게 된다. 이것이 바로 비대칭적 변동성의 원인이 된다(Hong and Stein ; 2003).

Chen, Hong and Stein(2001)의 연구에서는 1962년 6월부터 1998년 12월까지 월별 지수자료를 이용하여 비대칭성의 정도를 왜도(skewness)로 측정하여 왜도와 투자자간 의견차이의 대응변수인 거래량간에 회귀분석을 실시한 결과, 거래량이 유의적으로 왜도에 영향을 미치는 것으로 나타나 투자자간 의견차이에 의해 비대칭적 변동성이 발생된다고 주장하였다. Nam, Pyun and Avard(2001) 등은 투자자간 의견차이의 관점에서 낙관적 투자자들의 과잉반응으로 인한 비대칭적 변동성을 검증한 결과, 비이성적인 투자자의 과잉반응으로 인한 수익률의 평균회귀의 차이가 비대칭적 변동성의 원인이라 주장하였다. 또한 Charoenrook and Daouk(2004) 등의 연구에서는 57개국의 1973년 1월부터 2002년 12월까지의 월별 지수자료를 이용하여 Chen, Hong and Stein(2001)의 모형을 사용하여 분석한 결과, 투자자간 의견차이로 인해 비대칭적 변동성이 발생된다는 주장이 지지된다고 하였다. 그리고 Kearney and Lynch(2004) 등이 6개국의 1978년 2월부터 2001년 12월까지의 자료를 이용하여 왜도와 거래량간의 회귀분석 및 VAR 모형을 통하여 분석한 결과에서도 비대칭적 변동성의 원인으로 투자자간 의견차이를 제시하고 있다.

Ⅲ. 자료 및 연구 모형

1. 분석자료

투자자간 의견차이와 정보량의 대응변수에 대한 기존 연구를 살펴보면, 대응변수로 거래량, 기업규모 및 기관투자자의 보유지분 등을 사용하였다. Berry and Howe(1994) 등은 시장장보와 주가의 변동성, 거래량간의 관계를 분석한 결과, 거래량은 시장정보

2) 양(+의 정보가 발생한 경우 투자자의 처분효과로 인해 주가의 상승폭은 감소될 수도 있다.

및 주가 변동성과 유의적인 양(+)의 관계를 보인다고 하였다. Anderson(1996)은 거래량은 정보발생에 대한 투자자간의 의견차이로 발생한다는 견해를 제시하였다. 또한 Varian(1985), Harris and Raviv(1993), Kandel and Pearson(1995), Bessembinder, Chan and Seguin(1996), 그리고 Odean(1998) 등은 투자자간 의견차이는 투자자들이 서로 다른 사적 정보를 보유하기 때문에 발생하며, 또한 비록 동일한 정보를 보유하더라도 정보에 대한 해석의 차이에 의해 발생되기도 한다고 하였다. 그리고 거래는 비대칭 정보와 의견차이에 의해 발생하며, 거래량은 자산가치에 대한 투자자들의 의견차이를 반영하게 되므로 투자자간 의견차이가 클수록 거래량은 증가한다고 주장하였다. 또한 최혁, 이현복(2000)에 의하면 정보의 유입이 증가하거나 정보에 대한 의견차이가 증가하는 경우 거래량이 증가됨을 보여주고 있는데 이는 시장에 정보가 유입되거나 정보에 대한 의견차이에 의해서 거래량이 발생한다는 이론과 일치하고 있다고 주장하였다. 유상엽(1999)의 연구에서 정보흐름이 선물시장 및 주식시장의 거래량 결정에 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. Chen, Hong and Stein(2001) 및 Charoenruek and Daouk(2004), Kearney and Lynch(2004) 등의 연구에서도 본 연구와 동일하게 투자자간 의견차이의 대용변수로 거래량을 사용하였다. 한편, 정보량의 대용변수로 김선호(2001)의 연구에서는 기관투자자의 지분율의 한계점을 지적하며, 기업규모 변수를 정보량의 대용변수로 사용하였다. 이상의 기존 연구들을 참조하여 본 연구에서는 투자자간 의견차이의 대용변수로 거래량과 기업규모변수를 사용하였다.

분석기간은 2000년 1월 4일부터 2005년 12월 29일까지이며, 1,476일간의 유가증권 시장의 일별 지수 및 거래량은 증권선물거래소를 통해 입수하였다. 수익률은 로그차분하여 구하였으며, 연구기간은 우리나라 주식시장에 있어서의 외환위기 등의 특수성을 고려하여 설정하였다.

다음으로 개별기업의 특성별로 포트폴리오를 구성하여 포트폴리오별 비대칭적 변동성의 차이를 검증하였다. 연구대상기업은 유가증권 시장에 1999년부터 2005년까지 계속 상장된 12월 결산법인인 제조업을 표본으로 하였고 자본잠식 기업은 제외하였다. 이에 따라 387개 기업을 대상으로 포트폴리오가 구성되었다. 포트폴리오는 개별기업의 일별 거래량과 시장가치(=주가×발행주식수) 수준에 따라 구성하였다. 거래량 포트폴리오의 구성은 6개월 전 일별 거래량 평균에 따라 당기의 포트폴리오가 결정되었으며, 시장가치의 경우에도 6개월 전 일별 시장가치의 평균에 따라 당기의 포트폴리오가 결정되었다.

포트폴리오 구성에 필요한 개별기업의 일별 종가, 거래량 및 발행주식 수 등의 자료는 한국신용평가정보(주)에서 제공하는 KIS-Value와 한국상장회사협의회가 제공하는 TS-2000을 통하여 입수하였다.

2. 연구방법과 연구모형

1) 연구방법

투자자간 의견차이가 비대칭적 변동성에 영향을 미치는지를 분석하기 위하여 먼저 기본모형을 설정하여 비대칭성 계수와 비율을 측정한 다음, 투자자 의견차이의 대응변수인 거래량을 추가한 수정모형에 의해 추정된 비대칭성 계수와 비율의 차이를 살펴보고자 한다. 한편, 정보량이 많아질수록 투자자간 정보획득의 차이와 정보해석의 차이가 커지므로 투자자간 의견차이도 커지게 될 것이다. 그러므로 정보량이 많은 기업일수록 비대칭성 계수와 비율이 보다 클 것으로 예상된다. 이에 따라 정보량(거래량과 시장가치) 수준별로 포트폴리오를 구성하여 포트폴리오별 비대칭성 계수와 비율의 차이에 대하여 검증하고자 한다.

거래량이 많은 포트폴리오일수록 투자자간 의견차이가 큰 포트폴리오로 비대칭성 계수와 비대칭성 비율이 높을 것으로 예상된다. 또한, 일반적으로 기업규모가 큰 기업일수록 소규모 기업에 비해 시장에서 제공하는 정보가 많다고 알려져 있다. 이에 본 연구에서는 시장가치가 높은 기업일수록 정보량이 많은 기업으로 판단하여 이에 따른 포트폴리오를 구성하였다. 따라서 시장가치가 큰 포트폴리오일수록 투자자간 의견차이가 큰 포트폴리오로 비대칭성 계수와 비율이 높을 것으로 예상된다.

또한, 포트폴리오를 대상으로 수정모형을 이용하여 추정한 비대칭성 계수와 비율이 기본모형에 의해 추정된 것에 비해 감소되는가를 차이분석을 통하여 검증하고자 한다. 포트폴리오별 비대칭성 계수와 비율의 감소는 정보량이 많은 기업으로 구성된 포트폴리오일수록 그 감소 수준이 더 클 것으로 예상된다.

실증연구에서는 기초통계량 분석과 시계열자료의 단위근 검증을 실시한 다음, 표본자료를 이용하여 비대칭적 변동성의 존재를 확인한 후 각 포트폴리오별 비대칭적 변동성의 크기를 비교한다. 또한 수정모형을 이용하여 비대칭적 변동성을 추정하여 기본모형에서 나타난 결과와 비교하고자 한다. 또한, 검증결과의 강건성을 확보하기 위하여 왜도와 거래량간의 관계를 분석하고자 한다.

2) 연구모형

주가지수 수익률의 조건부 평균방정식은 수익률의 예측가능한 부분을 제외하고, 비동시적 거래효과(non synchronous trading effect)로 인하여 나타나는 시계열상관의 문

제를 조정하기 위해 ARMA(p,q) 모형을 이용하였다. ARMA(p,q) 모형의 시차 결정은 SBC(Schwartz's Bayesian Criterion)을 최소로 하는 AR(1)으로 평균방정식이 결정되었으며³⁾, AR(1) 모형은 아래 식 (1)과 같다. 수익률(r_t)은 지수 또는 주가를 로그차분하여 산출하였다.

$$r_t = \mu + \omega r_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

또한, 분석결과의 강건성을 높이고 변동성 환류효과에 대해 검증하기 위하여 Engle, Lilién and Robin(1987)의 GARCH-M 모형을 이용하고자 한다. GARCH-M 모형에서의 평균방정식은 아래 식 (2)와 같다.

$$r_t = \mu + \omega r_{t-1} + \psi h_t + \epsilon_t \quad (2)$$

여기에서 조건부 분산의 추정계수(ψ)는 상대위험회피계수로 변동성 환류효과는 유의적인 양(+의) 계수 값을 전제하고 있다.

비대칭적 변동성을 고려한 모형 중 Glosten, Jagannathan and Runkle(1993)이 제시한 TGARCH 모형이 비대칭적 변동성 효과를 가장 적절하게 반영하는 것으로 알려져 있다. TGARCH 모형은 식 (3)과 같으며, 이를 비대칭적 변동성을 측정하는 기본모형으로 분석하고자 한다.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \epsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (3)$$

식 (3)에서 I_{t-1} 는 더미변수로 $\epsilon_{t-1} < 0$ 이면 1이고, 그렇지 않으면 0이다. 따라서 호재성 정보의 경우 즉, ϵ_{t-1} 가 양(+인) 경우는 GARCH 모형과 동일하지만, 악재성 정보의 경우에는 $\gamma \epsilon_{t-1}^2$ 의 영향만큼 GARCH 결과에 추가되어 변동성은 커지게 된다. 이때, 비대칭적 변동성 계수(γ)가 양(+으로) 유의적이면 비대칭적 변동성 현상의 존재를 의미

3) 일반적으로 SBC에 비해 AIC(Akaike Information Criterion)는 모형선택에 있어 충분히 높은 p와 q 차수를 결정해 준다. Box and Jenkins(1976)에 의하면 적정 ARMA(p,q) 모형의 차수를 선정하는 기준으로 간결성(parsimony)을 가장 큰 덕목 중 하나로 꼽고 있으므로 본 연구에서는 SBC에 의해 AR(1) 모형으로 설정하였으며, 이외에 다른 모형들을 사용한 경우에도 결과에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Nelson(1992)의 조건부 평균방정식의 모형설정 오류가 조건부 분산의 추정결과에는 크게 영향을 미치지 않는다는 주장과 일치하고 있다.

한다. 비대칭적 변동성의 정도를 나타내는 비대칭성 비율(asymmetry ratio)은 $\gamma/(\alpha_1 + \gamma)$ 로 측정하며, 이 비율이 높을수록 비대칭적 변동성이 높은 것을 의미한다. 따라서 TGARCH 모형은 다른 비대칭적 변동성 모형에 비해 비대칭성 계수 뿐만 아니라 비대칭성 비율을 파악할 수 있는 장점이 있다.

비대칭적 변동성의 원인으로 투자자간 의견차이의 영향을 검증하기 위해 Lamoureux and Lastrapes(1990) 등의 연구모형을 토대로 의견차이의 대응변수인 거래량 변수를 TGARCH 모형에 포함한 식 (4)와 같은 모형을 설정하고 이를 수정모형이라 한다.⁴⁾

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \epsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \delta V_t \quad (4)$$

여기에서 V_t 는 투자자간 의견차이의 대응변수로 거래량을 의미한다. 비대칭적 변동성이 투자자간 의견차이에 의해 발생한다면 식 (4)에 의해 추정된 비대칭적 변동성의 계수 및 비대칭성 비율은 식 (3)에 의해 추정된 계수 및 비율 보다 작거나 또는 비유의적인 결과를 보일 것으로 예상된다.

그리고 분석결과의 강건성을 높이기 위하여 Chen, Hong and Stein(2001)의 모형을 이용하여 식 (5)와 같은 회귀모형을 이용하여 왜도와 거래량간의 관계를 분석하고자 한다.

$$SK_t = \alpha_0 + \alpha_1 SK_{t-1} + \alpha_2 SD_{t-1} + \beta_1 Vol_{t-1} + \beta_2 Vol_t + \gamma_1 R_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

여기에서 SK_t 는 t기의 왜도를, Vol_t 는 t기의 평균거래량의 로그치를 나타내며, 연구기간을 3개월 단위로 나누어 측정하였다. 그리고 당기의 왜도에 영향을 주는 수익률의 표준편차(SD) 및 수익률(R)을 통제변수로 이용하였다.

4) Lamoureux and Lastrapes(1990) 등은 당일 거래량을 변동성 모형에 추가한 경우 ARCH 효과가 사라지므로 ARCH 효과가 거래량에 의해 발생한다고 주장하였다. 그러나 동시적 편의의 문제를 감소시키기 위하여 수정된 거래량을 추가한 모형을 분석한 Lamoureux and Lastrapes(1994)의 연구에서는 이전 연구와 상이한 결과가 나타났다. 본 연구에서도 TGARCH 모형에 거래량을 추가하여 분석한 결과 ARCH 효과는 존재하는 것으로 나타났다. 또한 동시적 편의의 문제를 감소시키기 위해 당일 거래량 외에 20일 이동평균거래량을 대응변수로 사용한 모형을 추가적으로 분석하였으며, 그 분석 결과는 일별거래량을 사용한 결과와 대동소이한 양상을 보여주었다. 동시적 편의의 문제에 대해 Omran and McKinze(2000) 등은 수익률, 거래량 및 변동성간의 동시적 상관관계로 인한 거래량 변수의 추정계수는 일반적인 통계적 특성을 가지지 않을 수 있으나 변동성 모형의 계수 추정에는 영향을 미치지 않는다고 주장하고 있으나, 본 연구에서 설정된 모형은 거래량 변수를 외생변수로 처리로 인해 발생될 수 있는 문제점을 갖고 있다. 모형 설정의 타당성과 관련하여 유익한 지적을 해주신 심사자에게 감사드린다.

IV. 실증분석 결과

1. 기초통계량 분석

2000년 1월 4일부터 2005년 12월 29일까지의 유가증권 시장 주가지수의 일별 증가와 거래량의 기본적 특성을 파악하기 위해 <표 1>에 일별 수익률과 거래량 변화율에 대한 기초통계량을 제시하였다.

<표 1> 주가지수 수익률과 거래량 변화율의 기초통계량

패널 A : 원자료		
구 분	수익률	거래량 ^a
평 균	0.000199	0.000366
중 양 값	0.001218	-0.014540
최 대 값	0.076972	1.438070
최 소 값	-0.128047	-0.925005
표준편차	0.019570	0.208935
왜 도	-0.518564	0.518049
첨 도	6.490440	6.341937
J - B	815.4167***	752.8853***
L - B	Q(36) : 65.362***	Q(36) : 232.23***
패널 B : AR(1) 모형으로 조정한 잔차		
평 균	-2.93E-14	1.97E-11
중 양 값	0.000902	-0.013749
최 대 값	0.076500	1.217659
최 소 값	-0.127734	-0.917459
표준편차	0.019555	0.199380
왜 도	-0.507900	0.544314
첨 도	6.452869	5.674227
J - B	796.1408***	512.3538***
L - B	Q(36) : 64.667***	Q(36) : 188.87***

- 주) 1. 수익률은 로그수익률을 의미함($r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$).
 2. a는 변화율을 의미함.
 3. J-B는 정규성을 검증하는 Jarque-Bera 통계량이다.
 4. ***, ** 및 *는 각각 $p < 0.01$, $p < 0.05$ 및 $p < 0.10$ 을 의미함.
 5. L-B는 Ljung-Box Q 통계치로 주어진 차수내에 자기상관의 존재 여부를 검증하는 통계치를 의미함.

패널 A를 살펴보면, 주가지수의 평균수익률은 0.000199로 나타났으며 표준편차는 0.019570으로 나타났다. 왜도(skewness)는 음(-)의 값을 가지며, 첨도는 양(+)의 값을 가지므로 왼쪽 꼬리분포로 뾰족한 첨예분포(leptokurtic)를 나타내고 있으며, Jarque-Bara 통계량은 1% 유의수준에서 정규분포를 가진다는 귀무가설을 기각하고 있다. 자기상관의 검증결과에서도 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 거래량 변화율의 경우 평균은 0.000366이며, 표준편차는 0.208935로 나타나 수익률의 분포와 유사한 분포를 보이고 있다. 그러나 왜도는 수익률의 경우 음(-)인 반면, 거래량의 변화율은 정(+)의 값을 가지는 특징을 나타내고 있어 거래량 변화율은 정규분포에 비해 오른쪽으로 꼬리를 가진 분포를 보여주고 있다.

패널 B에서는 주가지수의 일별 수익률과 거래량을 ARMA 모형으로 조정된 잔차에 대한 기술통계량을 보여주고 있다. 조정된 수익률 잔차의 평균은 0에 가깝게 나타났고, 표준편차는 0.019555로 나타났다. 왜도는 음(-)의 값을 가지며, 첨도는 양(+)의 값을 가지므로 왼쪽꼬리분포로 뾰족한 첨예분포를 나타내고 있으며, Jarque-Bara 통계량은 1% 유의수준에서 정규분포를 기각하고 있다. 또한 자기상관의 검증결과에서도 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 거래량 변화율을 AR(1) 모형으로 조정된 잔차를 살펴보면 평균은 0에 가까우며, 표준편차는 0.199389로 나타나 수익률의 잔차에 비해 높은 값을 나타내고 있어 수익률에 비해 거래량이 상대적으로 높은 변동성을 보이고 있다. 왜도는 0.544314로 양(+)의 값을 가지며 첨도는 5.674227로 나타났다.

한편, 분석대상 시계열자료인 주가지수의 일별수익률과 거래량에 대한 안정성을 검증하기 위해 단위근 검증을 한 결과, 수익률의 시계열자료는 안정적(stationary)으로 나타났다.

2. 변동성의 검증결과

1) 주가지수의 비대칭적 변동성 검증

우리나라 증권시장에 비대칭적 변동성 현상이 나타나는가를 TGARCH 모형 및 TGARCH-M 모형을 통하여 일별수익률을 대상으로 검증하였다.⁵⁾ 모형에 대한 추정은 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 사용하였으며, 대수우도함수값(log likelihood function value)을 최대화하는 수렴기준에 도달하기 위한 반복추정은 BHHH(Berndt, Hall, Hall and Hausman) 알고리즘을 이용하였다.⁶⁾

5) GARCH 모형의 특성은 과거의 정보가 미래의 움직임에 영향을 주는 조건부 이분산임을 내포하고 있다.

6) BHHH 외에도 BFGS, Marquart 또는 DFP 등과 같은 일반적 수치최적화 알고리즘을 이용하여 추정할

(1) 비대칭적 변동성 검증

가. 기본모형의 검증

유가증권 시장을 대상으로 비대칭적 변동성 현상에 대하여 검증한 결과를 <표 2>에 제시하였다. 패널 A에서는 TGARCH 모형의 결과를 제시하고 있으며, 패널 B에서는

<표 2> 비대칭적 변동성 검증결과(기본모형)

패널 A : TGARCH			
		추정치	t 값
평균 방정식	μ	2.15E-05	0.063092
	ω	0.093155	3.425075***
분산 방정식	α_0	5.85E-06	5.162161***
	α_1	0.021574	2.264119**
	β	0.875870	87.09091***
	γ	0.192124	10.81623***
비대칭성 비율		0.899044	
모형 적합성		F-statistic : 2.05219(0.15220)	
		LM statistic : 2.05212(0.15199)	
패널 B : TGARCH-M			
평균 방정식	μ	0.001365	2.052661**
	ω	0.053954	1.783076*
	ψ	-2.53273	-1.153860
분산 방정식	α_0	4.15E-06	3.283086***
	α_1	0.024230	2.374865**
	β	0.911599	74.24394***
	γ	0.106625	7.276231***
비대칭성 비율		0.814833	
모형 적합성		F-statistic : 1.09097(0.29643)	
		LM statistic : 1.09164(0.29611)	

- 주) 1. 평균방정식 $r_t = \mu + \omega r_{t-1} + \epsilon_t$ 단, M 모형의 경우 $r_t = \mu + \omega r_{t-1} + \psi h_t + \epsilon_t$
 2. TGARCH : $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \epsilon_{t-1}^2 I_{t-1}$
 3. * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01.
 4. 비대칭성 비율은 $\frac{\gamma}{\alpha_1 + \gamma}$ 로 측정함.
 5. 모형적합성은 ARCH-LM 검증의 결과이며, ()안은 p-value를 나타냈다.

수 있다. 본 연구에서는 Marquart 알고리즘을 이용하여 추가적으로 분석하였는데 BHHH의 결과와 부분적으로 약간의 차이는 존재하였으나, 전체적 결과에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

TGARCH-M 모형의 결과를 제시하고 있다. 먼저, 모형적합도에 대한 ARCH-LM 검증결과는 대체적으로 모형이 적합한 것으로 나타났다. 패널 A에서 비대칭성 추정계수(γ)의 값이 0.192124로 유의적인 결과를 나타내어 비대칭적 변동성이 존재하는 것으로 나타났으며, 비대칭성의 정도는 0.899044로 나타나 비교적 높은 값을 보이고 있다.

패널 B의 TGARCH-M 모형의 분석결과를 살펴보면, 패널 A와 비슷하게 변동성의 추정계수의 값이 모두 유의적으로 나타나 역시 비대칭적 변동성이 존재하는 것으로 나타났다.⁷⁾

평균방정식의 분석결과에서 분산의 추정계수(ψ)가 비유의적인 결과를 나타내어 비대칭적 변동성의 원인으로 제기된 변동성 환류효과의 주장은 그 타당성이 확보되지 않는다고 할 수 있다. 더욱이 추정계수의 값이 음(-)으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 Glosten, Jagannathan and Runkle(1993) 등이 언급한 투자자들이 미래시장에 대해 지나치게 낙관하는 경우 주식시장은 미래위험과 기대수익률간에 음(-)의 상관관계를 보일 수 있다는 주장과 일치한다.

나. 수정모형의 검증

비대칭적 변동성이 투자자간 의견차이에 의해 기인하는지 여부의 검증은 투자자간의 의견차이의 대응변수인 거래량을 기본모형에 추가한 수정모형을 통하여 분석하기로 한다. 수정모형의 비대칭성 계수는 기본모형에 비해 감소하거나 비유의적으로 나타날 것으로 예상하였으며 또한 비대칭성 비율도 감소될 것으로 예상된다.

<표 3>에 정보량의 대응변수로 당일 거래량의 로그치를 사용하여 분석한 결과를 제시하였다. 먼저 모형적합성에 대한 ARCH-LM 검증을 실시한 결과, 대체적으로 적합하게 나타났다. 패널 A는 수정된 TGARCH 모형을 이용하여 유가증권시장지수를 대상으로 분석한 결과를, 그리고 패널 B는 수정된 TGARCH-M 모형의 결과를 나타내고 있다. 패널 A에서 분산방정식의 비대칭성을 나타내는 추정계수(γ)의 값이 0.055929로 기본모형의 추정계수에 비해 감소되었으며 비유의적으로 나타나 비대칭적 변동성이 유의적으로 사라지는 것으로 추정된다. 또한 비대칭성 비율 또한 0.244474로 크게 감소한 결과를 보이고 있어 예상과 일치하고 있다. 따라서 투자자간 의견차이가 비대칭적 변동성의 원인 중의 하나라는 견해에 대한 실증적 증거가 확보된다고 할 수 있다.

7) EGARCH 모형을 통하여 분석한 결과에서도 비대칭성 계수의 값이 -0.09787(M 모형의 경우에는 -0.09387)로 1% 유의수준에서 유의적으로 나타나 비대칭적 변동성이 존재함을 알 수 있었다.

<표 3> 수정모형 추정 결과

패널 A : TGARCH			
		추정치	t 값
평균 방정식	μ	0.000126	0.224785
	ω	0.020952	0.581421
분산 방정식	α_0	0.001918	101.9641***
	α_1	0.172844	4.153530***
	β	0.610593	13.48979***
	γ	0.055929	1.226571
	δ	-9.11E-05	-307.5101***
비대칭성 비율		0.244474	
모형 적합성		F-statistic : 0.74141(0.38935)	
		LM statistic : 0.74204(0.38901)	
패널 B : TGARCH-M			
평균 방정식	μ	-0.003304	-2.861764***
	ω	0.016743	0.478618
	ψ	9.425030	3.419469***
분산 방정식	α_0	0.001852	74.33413***
	α_1	0.187094	4.305132***
	β	0.617078	15.99801***
	γ	0.025329	0.537793
	δ	-8.78E-05	-315.8604***
비대칭성 비율		0.119239	
모형 적합성		F-statistic : 1.36297(0.24321)	
		LM statistic : 1.36356(0.24292)	

- 주) 1. 평균방정식 $r_t = \mu + \omega r_{t-1} + \epsilon_t$ 단, M 모형의 경우 $r_t = \mu + \omega r_{t-1} + \psi h_t + \epsilon_t$.
 2. 분산방정식: $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \epsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + \delta V_t$ (단, $V_t = \ln(\text{당일거래량})$).
 3. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
 4. 비대칭성 비율은 $\frac{\gamma}{\alpha_1 + \gamma}$ 로 측정함.
 5. 모형적합성은 ARCH-LM 검증의 결과이며, ()안은 p-value를 나타냈다.

거래량과 변동성간의 관계는 대체로 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 알려져 있다. 그러나 거래량 추정계수(δ)의 값이 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Downing and Zhang(2004) 등의 연구와 유사한 결과로 이들은 거래량과 변동성간의 관계가 연구기간에 따라 달라질 수 있으며, 특히 거래량이 유의적으로 높은 기간

에는 거래량의 증가가 변동성의 감소를 가져온다는 실증적 증거를 제시하였다. 이러한 결과는 발생한 정보 수 보다 매우 높은 수준의 거래량으로 인해, 비록 정보발생 건수가 변동성의 증가를 가져온다 하더라도 발생한 정보에 비해 높은 거래량은 발생정보 효과를 희석하는 것으로 사료된다.

패널 B에서는 수정된 TGARCH-M 모형의 분석결과를 제시하고 있다. 비대칭성 계수의 값이 0.025329로 기본모형에 비해 감소하였으며, 비유의적인 결과가 나타나 비대칭적 변동성이 유의적으로 존재하지 않는 것으로 추정된다. 또한 비대칭성 비율도 0.119239로 나타나 기본모형에 비해 크게 감소한 결과가 나타나 패널 A의 결과와 유사하게 나타났다.

<표 4> 통제변수를 고려한 모형의 추정 결과

패널 A : TGARCH			
		기본모형	수정모형
평균 방정식	μ	0.000157	0.000083
	ω	0.062275**	0.016397
	c	0.006327	0.005701
분산 방정식	α_0	0.000784***	0.001038***
	α_1	0.017062**	0.150823***
	β	0.879035***	0.565913***
	γ	0.134873***	0.036774
	δ	-	-4.29E-05***
	d	0.010274*	0.077592*
패널 B : TGARCH-M			
평균 방정식	μ	0.001002**	-0.002578***
	ω	0.036831*	0.014480
	ψ	-2.02795	5.139408**
	c	0.007068	0.005403
분산 방정식	α_0	0.000832***	0.001146***
	α_1	0.019844**	0.148790***
	β	0.874438***	0.608543***
	γ	0.100332***	0.022413
	δ	-	-8.01E-05
	d	0.010510*	0.083216*

주) 1. 평균방정식 $r_t = \mu + \omega r_{t-1} + cLEV_{t-1} + \epsilon_t$ 단, M 모형의 경우 $r_t = \mu + \omega r_{t-1} + dLEV_{t-1} + \psi h_t + \epsilon_t$.

2. 분산방정식 : $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma \epsilon_{t-1}^2 I_{t-1} + dLEV_{t-1} + \delta V_t$ (단, $V_t = \ln(\text{당일거래량})$).

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

박종원(2006) 등의 연구에 의하면 레버리지비율 등은 변동성의 비대칭성을 설명하는 중요한 변수 중 하나라고 할 수 있다. 이에 따라 레버리지비율(LEV)을 통제한 모형을 구성하여 분석한 결과는 <표 4>와 같다.

<표 4>의 패널 A에서는 TGARCH 모형의 결과를, 패널 B에서는 TGARCH-M 모형의 결과를 제시하고 있다. 먼저 패널 A의 기본모형의 결과를 살펴보면, 레버리지비율의 추정계수(d)가 유의적으로 나타났으며, 비대칭성 계수(γ)의 경우에서도 <표 2>의 결과에 비해 다소 감소하였으나 유의적으로 나타났다. 패널 B의 경우에서도 유사한 결과를 보이고 있다.

한편, 수정모형의 경우 레버리지비율의 추정계수(d)는 유의적인 정(+)⁸⁾의 값을 갖는 것으로 나타났으며, 비대칭성 계수(γ)의 값은 비유의적으로 나타나 <표 3>의 결과와 유사하게 거래량을 추가한 모형에서는 비대칭적 변동성이 존재하지 않는 것으로 나타났다.⁸⁾

이상의 분석결과를 살펴볼 때 우리나라 유가증권시장에서 비대칭적 변동성은 존재하는 것으로 추정된다. 그리고 수정모형을 이용하여 변동성을 검증한 결과에서 비대칭적 변동성 계수와 비대칭성 비율이 유의적으로 감소하는 것으로 나타나 투자자간 의견차이에 의해 비대칭적 변동성이 발생할 것이라는 견해를 실증적으로 뒷받침하고 있는 것으로 판단된다.

(2) 회귀모형의 분석결과

거래량과 비대칭적 변동성간의 분석결과와 강건성을 위해 당기 왜도(SK_t)를 종속변수로, 당기와 전기 거래량(VOL) 등을 독립변수로 설정한 회귀모형인 식 (5)를 이용하여 분석하였고 그 결과를 <표 5>에 제시하였다. 거래량이 많을수록 수익률의 분포가 왼쪽으로 치우친 비대칭 정도가 더 커질 것으로 추정되며, 왜도와 거래량간에는 음(-)의 관계를 예상할 수 있다(Chen, Hong and Stein, 2001).

분석결과, 당기의 왜도는 전기 수익률의 표준편차와 거래량에 의해 유의적인 영향을 받는 것으로 나타났으며, 특히 거래량의 추정계수가 음(-)으로 나타나 거래량이 증가할수록 수익률의 비대칭도가 음(-)의 방향으로 더 커지는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 수정모형에서 도출된 분석결과를 뒷받침하고 있다고 할 수 있다.

8) 포트폴리오를 대상으로 레버리지비율을 통제변수로 사용한 모형과 통제변수를 사용하지 않은 모형에서의 비대칭성 계수의 값은 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났다. 그리고 레버리지비율의 추정계수(d)의 값은 대부분의 포트폴리오에서 통계적 유의성을 확보하지는 못하였다.

<표 5> 왜도와 거래량간의 회귀분석

	회귀계수	t value
α_0	-6.27172	-0.77073
α_1	0.22334	0.15924
α_2	16.44013	3.67998***
β_1	-0.26368	-0.65646
β_2	-0.41435	-2.20743**
γ_1	-0.14322	-0.15046

주) 1. 모형 : $SK_t = \alpha_0 + \alpha_1 SK_{t-1} + \alpha_2 SD_{t-1} + \beta_1 Vol_{t-1} + \beta_2 Vol_t + \gamma_1 R_{t-1} + \epsilon_t$.

여기서 SK_t 는 당기 왜도, SK_{t-1} 은 전기 왜도, SD_{t-1} 는 전기 수익률의 표준편차, VOL_{t-1} 은 전기 거래량, VOL_t 는 당기 거래량, R_{t-1} 는 전기 수익률을 의미함.

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

2) 포트폴리오의 수익률에 대한 검증

이하에서는 정보량별로 포트폴리오를 구성하여 포트폴리오별 비대칭성 계수와 비대칭성 비율의 차이를 살펴보고자 한다. 또한, 수정모형의 비대칭성 비율이 기본모형에 비해 감소되는가를 분석함으로써 투자자간 의견차이가 비대칭적 변동성을 발생시키는 영향요인인지를 검증하고자 한다.

(1) 포트폴리오별 기초통계량

거래량과 시장가치 수준별로 구성된 포트폴리오의 기초통계량을 <표 6>에 나타내었다.

패널 A에서 거래량별로 구성된 포트폴리오(VOL)의 경우, 거래량이 많은 포트폴리오일수록 표준편차가 큰 것으로 나타났다. 한편, 패널 B의 시장가치별로 구성된 포트폴리오(MV)의 경우는 시장가치가 큰 포트폴리오일수록 표준편차가 큰 것으로 나타났다.

<표 7>은 포트폴리오별 일별 수익률의 특성을 나타내었다. 패널 A에 거래량 포트폴리오 일별 수익률의 기초통계량이 제시되어 있다. 거래량이 많은 포트폴리오일수록 평균수익률은 낮은 것으로 나타났다. 더욱이 가장 거래가 활발한 포트폴리오(VOL5)의 경우에는 수익률의 평균값이 음(-)으로 나타났으며, 표준편차도 다른 집단에 비해 높은 것으로 나타났다. 그리고 모든 포트폴리오 수익률의 왜도 값이 음(-), 첨도 값은 양(+)으로 나타나 왼쪽으로 치우친 뾰족한 분포를 갖는 것을 알 수 있다.

패널 B에는 시장가치 포트폴리오 일별 수익률의 기초통계량을 제시하였다. 시장가치가 가장 높은 포트폴리오(MV5)의 수익률의 평균은 다른 포트폴리오에 비해 다소 높으며, 모든 포트폴리오 수익률 왜도 값이 음(-)으로 나타났으며 첨도를 고려하면 왼쪽으로 치우친 뾰족한 분포를 가지고 있는 것을 알 수 있다.

<표 6> 포트폴리오별 기초통계량

패널 A : 거래량(단위 : 주)					
구 분	VOL1	VOL2	VOL3	VOL4	VOL5
표 본	78	77	77	77	78
평 균	12,043	40,680	107,101	302,300	3,045,989
중 앙 값	8,364	40,382	103,523	283,688	1,119,407
최 대 값	39,603	88,149	207,765	651,090	599,010,126
최 소 값	227	8,973	28,499	96,026	403,656
표준편차	10,419	21,089	47,465	118,502	20,052,978
왜 도	0.784967081	0.312172	0.137025	0.516084	18.24443
첨 도	-0.463718795	-0.89617	-1.01723	-0.27795	357.7572
패널 B : 시장가치(단위 : 백만원)					
구 분	MV1	MV2	MV3	MV4	MV5
평 균	11,058	24,212	44,169	103,053	2,187,584
중 앙 값	11,023	23,450	42,153	94,461	440,290
최 대 값	22,936	45,018	79,875	224,039	76,499,246
최 소 값	2,203	13,973	27,204	47,069	132,208
표준편차	4,056	6,155	11,376	36,927	6,440,020
왜 도	0.33775	0.96546	0.86862	0.94453	6.32646
첨 도	-0.02956	1.06481	0.30133	0.59595	50.0588

<표 7> 포트폴리오별 일별 수익률의 기초통계량

패널 A : 거래량 포트폴리오					
구 분	VOL1	VOL2	VOL3	VOL4	VOL5
표 본	78	77	77	77	78
평 균	0.000437	0.000487	0.000409	0.000354	-7.05E_05
중 앙 값	0.001098	0.001518	0.002009	0.002275	0.002052
최 대 값	0.074409	0.074726	0.091028	0.082819	0.085100
최 소 값	-0.128527	-0.133906	-0.149078	-0.147327	-0.156535
표준편차	0.013039	0.015241	0.018123	0.018922	0.021380
왜 도	-1.258233	-1.276288	-1.139329	-1.082176	-0.998580
첨 도	18.14091	13.67315	11.85683	9.429561	8.455748
패널 B : 시장가치 포트폴리오					
구 분	MV1	MV2	MV3	MV4	MV5
평 균	0.000228	0.000354	0.000362	0.000302	0.000493
중 앙 값	0.001601	0.001642	0.001576	0.001670	0.001430
최 대 값	0.096942	0.082122	0.077064	0.085620	0.079671
최 소 값	-0.147808	-0.149019	-0.150919	-0.137051	-0.131265
표준편차	0.017499	0.017456	0.016716	0.017944	0.018107
왜 도	-1.104559	-1.174659	-1.223352	-1.006505	-0.800889
첨 도	13.41878	13.31176	12.89969	9.631728	7.685852

(2) 포트폴리오의 비대칭적 변동성 검증

가. 거래량별 포트폴리오 검증

거래량별로 구성된 포트폴리오의 일별 수익률의 변동성을 분석한 결과를 <표 8>의 패널 A에 제시하였다. 거래량이 높은 포트폴리오일수록 거래량이 낮은 포트폴리오에 비해 정보량이 많으며 투자자간 의견차이가 크므로 비대칭성 계수와 비대칭성 비율이 더 높을 것으로 예상하였다.

TGARCH 모형의 분석결과, 모든 포트폴리오에서 변동성 모형의 추정계수가 유의적으로 나타났으며, 정보충격 지속성의 경우에는 거래량이 적은 포트폴리오일수록 더 큰 값을 갖는 것을 알 수 있었다. 포트폴리오별로 비대칭적 변동성이 존재하는 것으로 나타났으며, 비대칭성 계수와 비대칭성 비율은 예상한 바와 같이 거래량이 많은 포트폴리오일수록 더 큰 것으로 나타났다.⁹⁾

TGARCH-M 모형의 분석결과에서도 포트폴리오별로 비대칭적 변동성이 존재하는 것으로 나타났으며, 비대칭성 계수와 비율은 거래량이 많은 포트폴리오일수록 큰 것으로 나타나 거래량별로 포트폴리오를 구성한 경우에서도 정보량이 비대칭적 변동성에 영향을 미치는 것을 알 수 있었다.

한편, 수정모형을 이용하여 비대칭성 비율을 측정하면 기본모형에 비해 그 비율이 감소될 것이며, 감소의 정도는 정보량이 많은 포트폴리오일수록 클 것으로 예상된다.

<표 8> 패널 A의 수정모형(TGARCH)의 결과에서 포트폴리오별로 비대칭성 계수는 유의적으로 나타났으나 비대칭성 계수의 값은 기본모형에 비해 줄어드는 현상을 보이고 있다. 한편, TGARCH-M 모형의 결과에서는 포트폴리오 VOL1과 VOL2를 제외하고는 비대칭성 계수의 값이 비유의적으로 나타나 비대칭적 변동성이 유의적으로 존재하지 않는 것으로 판단된다. 비대칭성 비율의 경우에도 포트폴리오별로 대체로 감소한 것으로 나타나 예상과 어느 정도 일치한 결과가 나타났다.

<표 8>의 패널 B에서는 포트폴리오간 비대칭성 계수의 차이와 기본모형과 수정모형의 비대칭성 계수간의 차이를 분석한 결과를 제시하고 있다. 기본모형을 분석한 결과에서 비대칭성 계수의 값이 VOL1에 비해 VOL5가 유의적으로 더 높은 것으로 나타난 반면, 수정모형의 분석결과에서는 포트폴리오간에 유의적인 차이가 없는 것으로 나

9) EGARCH 모형을 통한 분석 결과, 비대칭성 계수의 값이 포트폴리오별로 각각 -0.04677, -0.0625, -0.0663, -0.10995 및 -0.13803로 1% 수준에서 유의적으로 나타나 비대칭적 변동성이 존재하는 것으로 나타났으며, 거래량이 높은 포트폴리오일수록 비대칭성 계수가 높은 음(-)의 값이 나타나 분석결과의 강건성을 확인할 수 있었다.

<표 8> 거래량별 포트폴리오의 비대칭적 변동성 검증

패널 A : 비대칭적 변동성 검증결과				
기본모형			수정모형	
VOL1				
	TGARCH	TGARCH-M	TGARCH	TGARCH-M
α_1	-0.014108***	0.112040***	0.093578***	0.004318***
β	0.952321***	0.857666***	0.764809***	0.877760***
γ	0.072656***	0.086611***	0.069163***	0.066417***
δ	-	-	-0.00002***	-0.00001***
비대칭성 비율	-	0.435996	0.424988	0.938955
F-statistic	-		0.02533(0.87358)	
LM statistic	-		0.02535(0.87347)	
VOL2				
α_1	0.092707***	0.091319***	0.177534***	0.187563***
β	0.850280***	0.849781***	0.705541***	0.700374***
γ	0.095488***	0.101410***	0.027460***	0.015795***
δ	-	-	-0.00004***	-0.00005***
비대칭성 비율	0.507389	0.526179	0.133955	0.077671
F-statistic	0.54482(0.46056)		0.01176(0.91365)	
LM statistic	0.54536(0.46022)		0.01178(0.91358)	
VOL3				
α_1	0.084982***	0.082295***	0.129796***	0.135593***
β	0.854941***	0.855146***	0.737367***	0.733458***
γ	0.102332***	0.109084***	0.055930***	0.050590***
δ	-	-	-0.00005***	-0.00005***
비대칭성 비율	0.546313	0.569989	0.301143	0.271722
F-statistic	0.34589(0.55654)		0.03314(0.85558)	
LM statistic	0.34638(0.55623)		0.03318(0.85546)	
VOL4				
α_1	0.028189***	0.023942***	0.182921***	0.191712***
β	0.867128***	0.927064***	0.646934***	0.646987***
γ	0.140750***	0.128528***	0.059028***	0.043792***
δ	-	-	-0.00010***	-0.00010***
비대칭성 비율	0.833141	0.842972	0.243969	0.18595
F-statistic	0.67891(0.41000)		0.58627(0.44399)	
LM statistic	0.67952(0.40975)		0.58683(0.443648)	
VOL5				
α_1	0.026823***	0.024953***	0.126175***	0.136377***
β	0.856857***	0.911292***	0.652336***	0.642162***
γ	0.171688***	0.150830***	0.095133***	0.084910***
δ	-	-	-0.00007***	-0.00007***
비대칭성 비율	0.864879	0.858047	0.429867	0.38371
F-statistic	1.06082(0.30320)		0.00061(0.98030)	
LM statistic	1.06149(0.30288)		0.00061(0.98028)	
패널 B : 차이분석 ^a				
			t 값	
기본모형	VOL5와 VOL1		4.038795***	
수정모형	VOL5와 VOL1		0.514543	
수정모형과 기본모형	VOL1		-0.37457	
	VOL2		-2.06133**	
	VOL3		-1.45854	
	VOL4		-3.72089***	
	VOL5		-1.51678	

주) 1. [#] : TGARCH 모형의 비대칭성 계수 차이를 의미함.

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

3. ()안은 p-value를 나타냈다.

타났다. 이는 거래량이 많은 포트폴리오일수록 비대칭적 계수가 더 높게 나타나 거래량에 의해 비대칭적 변동성이 발생한다는 주장을 뒷받침하는 결과라 할 수 있다. 그리고 수정모형과 기본모형의 비대칭성 계수의 차이를 포트폴리오별로 살펴본 결과, 모든 포트폴리오에서 t 값이 음(-)으로 나타나 기본모형보다 수정모형에서의 비대칭성 계수가 감소하는 것으로 나타나고 있다.

이상의 결과에서 투자자간 의견차이에 의해 비대칭적 변동성이 발생한다는 견해는 거래량별로 포트폴리오를 구성한 경우에서도 제한적으로 실증적 증거가 확보된다고 볼 수 있다.

나. 시장가치별 포트폴리오 검증

이하에서, 시장가치별로 구성된 포트폴리오의 수익률에 대하여 비대칭적 변동성을 검증하였다. 시장가치가 큰 포트폴리오일수록 새롭게 유입되는 정보가 상대적으로 많으므로 투자자간 의견차이가 클 것으로 예상되며 비대칭성 계수와 비대칭성 비율이 상대적으로 높을 것으로 예상할 수 있다.

<표 9>의 패널 A에 시장가치별로 구성된 포트폴리오의 일별수익률에 대하여 기본모형과 수정모형을 통한 검증결과를 제시하였다. 기본모형의 분석결과에 나타난바와 같이 모든 포트폴리오에서 비대칭적 변동성이 존재하는 것으로 나타났으며, 비대칭성 계수(γ)와 비대칭성 비율은 시장가치가 큰 포트폴리오가 비교적 높은 값을 보이고 있다.¹⁰⁾ TGARCH-M 모형을 이용하여 분석한 결과에서도 모든 포트폴리오에서 비대칭적 변동성이 존재하면서 비대칭성 계수(γ)의 값과 비대칭성 비율은 시장가치가 높은 포트폴리오가 대체적으로 높은 값을 갖는 것으로 나타나 TGARCH 모형의 분석결과와 일치하고 있다. 이상의 결과에서 시장가치가 큰 포트폴리오의 비대칭적 변동성 현상이 비교적 큰 것으로 나타나 정보량이 많을수록 비대칭적 변동성이 크게 나타날 것이라는 예상과 어느 정도 일치하고 있다.

수정모형의 경우, MV1을 제외한 모든 포트폴리오의 비대칭성 계수 값이 감소하면서 비유의적인 값을 갖는 것으로 나타나 비대칭적 변동성이 유의적으로 사라지는 것으로 나타났다. 비대칭성 비율의 경우에서도 포트폴리오 MV1을 제외한 포트폴리오에서 기

10) EGARCH 모형을 통한 분석의 경우, 비대칭성 계수의 값이 포트폴리오별로 각각 -0.0583, -0.03844, -0.0686, -0.1035 및 -0.09566로 모두 1% 수준에서 유의적으로 나타나 비대칭적 변동성이 존재하는 것으로 나타났으며, 시장가치가 높은 포트폴리오일수록 비대칭성 계수의 값이 비교적 높은 음(-)의 값을 보였다.

<표 9> 시장가치별 포트폴리오의 비대칭적 변동성 검증

패널 A : 비대칭적 변동성 검증결과				
기본모형			수정모형	
MV1				
	TGARCH	TGARCH-M	TGARCH	TGARCH-M
α_1	0.123716***	0.121644***	0.160523***	0.168269***
β	0.847801***	0.850672***	0.668808***	0.661328***
γ	0.079710***	0.075231***	0.103482**	0.096642***
δ			-0.00005***	-0.00006***
비대칭성 비율	0.391838	0.382126	0.391970	0.364809
F-statistic	0.01765(0.89432)		0.00493(0.94405)	
LM statistic	0.01767(0.89423)		0.00493(0.94400)	
MV2				
α_1	0.123330***	0.048352***	0.226285***	0.233682***
β	0.854680***	0.926811***	0.603493***	0.603996***
γ	0.050950***	0.032739***	-0.007967	-0.018099
δ			-0.00007***	-0.00007***
비대칭성 비율	0.292346	0.403732	-	-
F-statistic	0.01875(0.89112)		0.00505(0.94335)	
LM statistic	0.01877(0.89103)		0.00506(0.94330)	
MV3				
α_1	0.077995***	0.075570***	0.263384***	0.283297***
β	0.857971***	0.858205***	0.611488***	0.608320***
γ	0.097555***	0.104293***	0.018769	0.042124
δ			-0.00007***	-0.00007***
비대칭성 비율	0.555711	0.579847	0.066521	0.129445
F-statistic	0.14504(0.70338)		0.13987(0.70847)	
LM statistic	0.14522(0.70315)		0.14005(0.70824)	
MV4				
α_1	0.052740***	0.048586***	0.206803***	0.214253***
β	0.856066***	0.859789***	0.624754***	0.623532***
γ	0.134211***	0.137580***	0.039397	0.029282
δ			-0.00007***	-0.00007***
비대칭성 비율	0.717894	0.739018	0.160020	0.120237
F-statistic	1.29479(0.25535)		0.20590(0.65007)	
LM statistic	1.29541(0.25505)		0.20615(0.64981)	
MV5				
α_1	0.048324***	0.048279***	0.222267***	0.245834***
β	0.856028***	0.862013***	0.640583***	0.639527***
γ	0.130245***	0.127750***	0.045891	0.004008
δ			-0.00008***	-0.00008***
비대칭성 비율	0.729382	0.725733	0.171134	0.160420
F-statistic	2.74760(0.0976)		2.47901(0.06235)	
LM statistic	2.74621(0.09749)		3.47553(0.06228)	
패널 B : 차이분석 ¹⁾				
			t 값	
기본모형	MV5와 MV1		2.473447***	
수정모형	MV5와 MV1		-1.475900	
수정모형과 기본모형	MV1		0.957082	
	MV2		-3.706368**	
	MV3		-1.716320*	
	MV4		-2.110030**	
	MV5		-2.161760**	

주) 1. [#] : TGARCH 모형의 비대칭성 계수 차이를 의미함.

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

3. ()안은 p-value를 나타냈다.

본모형의 결과에 비해 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 TARCH-M 모형에서도 대부분의 포트폴리오에서 비대칭성 계수가 비유의적인 값을 갖는 것으로 나타났으며, 또한 비대칭성 비율이 감소하는 현상을 보여주고 있다. 전반적으로 시장가치가 큰 포트폴리오에서 비대칭성 비율이 더 크게 감소한 것으로 나타났다.

<표 9>의 패널 B에서는 포트폴리오(MV1과 MV5)간 비대칭성 계수의 차이와 기본모형과 수정모형의 비대칭성 계수의 차이에 대하여 검증한 결과를 제시하였다. 분석결과, 기본모형에서 시장가치가 가장 낮은 포트폴리오(MV1)의 비대칭성 계수와 시장가치가 가장 높은 포트폴리오(MV5)의 비대칭성 계수간에는 유의적인 차이가 있는 것으로 나타난 반면, 수정모형의 분석결과에서는 두 포트폴리오간에 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났다. 이는 시장가치가 높은 포트폴리오일수록 비대칭적 변동성이 더 크게 발생할 것이며, 거래량이 비대칭적 변동성을 설명하는 요인이 될 수 있다는 견해를 뒷받침하는 결과라 할 수 있다. 또한, 포트폴리오의 기본모형의 비대칭성 계수와 수정모형의 비대칭성 계수의 값의 차이를 분석한 결과, 대부분의 포트폴리오에서 음(-)의 t값을 보여주고 있다. 이상의 결과에서 투자자 의견차이가 비대칭적 변동성 현상을 설명하는 한 요인이라는 견해는 시장가치별로 포트폴리오를 구성한 경우에도 실증적으로 입증된다고 할 수 있다.

한편, 시장가치가 높은 포트폴리오 일수록 비대칭성 계수의 값이 더 크게 나타난 것은 투자자간 의견차이에 덧붙여 정보 신뢰성과도 관련이 있다고 생각된다. 일반적으로 시장가치가 큰 기업일수록 시장에서 유입되는 새로운 정보가 많다고 알려져 있으며, 시장가치가 높은 기업의 정보일수록 낮은 기업의 정보에 비해 상대적으로 신뢰성이 높을 것으로 사료된다. 신뢰성이 높은 정보의 발생은 투자자들에게 그들의 사전의견을 수정하게 하므로 투자자간 의견차이는 해소될 것으로 기대할 수 있는 반면, 시장에서 유입되는 정보가 거의 없는 기업의 경우에는 투자자간 의견차이는 사전의 의견차이 수준에서 큰 변화가 없을 것이다. 또한 시장에서 제공되고 있는 정보가 대부분 '예정' 그리고 '향후 변경 될 수 있다'고 명시하고 있기 때문에 정보의 진위 여부와 미래 주가에 미치는 정도에 있어서 기준이 모호하기 때문에 오히려 투자자에게 혼란을 초래할 수 있다. 따라서 신뢰할 수 없는 정보에 대해서는 그들의 사전의견을 수정하지 않을 것으로 추정할 수 있다.¹¹⁾

11) 투자자들의 사전 의견수정에 관한 연구로 Butler and Lang(1991) 등에 의하면 증권분석사 186명이 9,120개의 예측자료를 분석한 결과, 증권분석사들 조차 의견일치의 예측보다 지속적으로 낙관적이거나 또는 비판적인 예측을 하고 있다고 보고 있다. 이러한 결과는 투자자간에는 상이한 사전적 기대확률 또는 기

한편, 투자자들은 시장가치가 큰 기업의 정보일수록 상대적으로 높은 신뢰성을 가지는 경향이 있으므로 이들의 의견은 상대적으로 단기간에 의견일치에 도달하게 되며, 투자자들은 그들의 사전적 기대를 수정하여 거래에 참여함으로써 거래량이 증가되고 비대칭적 변동성이 발생된다고 할 수 있다. 반면, 소규모 기업의 정보에 대해서는 투자자들은 해당 정보의 진위와 신빙성에 의문을 가지게 되므로 사전적 기대에 대한 수정은 미미한 수준일 것이다. 따라서 거래량은 큰 변화를 나타나지 않을 것이며, 비대칭적 변동성도 크지 않을 것으로 예상되며 투자자들이 의견일치에 도달하기 위해서는 상대적으로 장기간이 소요될 것으로 판단해 본다.¹²⁾

V. 결 론

본 연구의 목적은 최근 제기된 투자자간의 의견차이가 수익률의 비대칭적 변동성 현상에 영향을 주는지를 검증하고, 정보량이 비대칭적 변동성에 미치는 영향에 대해 분석하는 것이다. 이를 위해 2000년 1월 4일부터 2005년 12월 29일까지 유가증권시장지수의 일별 증가와 거래량을 표본으로 이용하였다. 또한, 정보량 특성에 따른 비대칭적 변동성을 분석하기 위해 일별 거래량과 시장가치 수준별로 유가증권시장의 개별종목을 대상으로 각각 포트폴리오를 구성하여 분석하였다.

실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 실증연구에서 설정한 기본모형을 이용하여 시장지수를 대상으로 분석한 결과, 우리나라 증권시장에서 비대칭적 변동성이 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 투자자 의견차이의 대응변수인 거래량이 추가된 수정모형을 통한 분석에서는 비대칭적 변동성이 유의적으로 감소되는 것으로 나타났다. 따라서 투자자간 의견차이가 비대칭적 변동성에 영향을 주는 한 요인이라는 견해는 실증적으로 지

대분포를 가지고 있으며, 사전적 기대확률에 대한 수정은 빈번하지 않음을 시사하고 있다. 즉, 투자자들은 주관적 불확실성이 감소될 때 사전적 기대확률에 대한 수정을 하게 될 것이다. 이는 투자자가 정보를 획득한다고 하더라도 주관적 불확실성이 감소되지 않으면 기존 의견에 대한 수정을 하지 않는다고 할 수 있다.

- 12) 정보의 신뢰수준과 거래량간의 관계를 분석한 연구로 이원홍, 최수미(2003) 등의 연구에 의하면 대형증권사 애널리스트의 투자등급 변경 공시가 소형증권사의 애널리스트 공시의 경우보다 거래량을 더 많이 증가시키는 것으로 나타났다. 또, 외부기관으로부터 '베스트' 애널리스트로 선정된 애널리스트는 명성에 걸 맞는 거래량 유발효과를 갖는 것으로 나타났으며, '비 베스트'에 비해 거래량 유발효과가 탁월할 뿐만 아니라 장기적으로도 더 많이 유발하는 것으로 분석된다고 하였다. 이러한 결과는 투자자들은 신뢰도가 높은 정보에 대해 그들의 사전기대를 수정한 결과라 할 수 있으며, 상대적으로 신뢰도가 낮은 정보에 대해서는 투자자들의 사전적 기대에 대한 변경이 미미한 결과라 사료된다. 따라서 신뢰수준이 높은 정보일수록 투자자들의 사건의 주관적 의견수정에 의해 매도에 참여하므로 거래량이 증가된다고 사료된다.

지된다고 할 수 있다.

둘째, 거래량별로 포트폴리오를 구성하여 분석한 결과에서 거래량이 많은 포트폴리오의 비대칭성 계수의 값과 비율이 상대적으로 더 높은 것으로 나타나 정보량이 비대칭적 변동성에 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 또한 수정모형을 통하여 분석한 결과에서도 비대칭성 계수와 비율이 대부분의 포트폴리오에서 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 포트폴리오별 비대칭성 비율의 감소 수준은 대체적으로 거래량이 높은 포트폴리오일수록 상대적으로 크게 감소하는 것으로 나타났다.

셋째, 시장가치별로 포트폴리오를 구성하여 분석한 결과에서는 대체로 시장가치가 높은 포트폴리오의 비대칭성 계수와 비율이 상대적으로 큰 것으로 나타나 정보량이 비대칭적 변동성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 수정모형을 통한 분석의 결과에서도 비대칭성 계수와 비율이 대부분 포트폴리오에서 감소하는 것으로 나타났다. 한편, 시장가치가 높은 포트폴리오의 비대칭적 변동성이 대체로 높게 나타난 것은 투자자간 의견차이 뿐만 아니라 기업이 제공하는 정보의 신뢰성 차이에 기인하여 시장가치가 낮은 기업에 투자한 경우 보다 시장가치가 높은 기업에 투자한 투자자들의 비교적 단기적인 의견수정에 의해 발생된 결과라고도 판단할 수 있다.

본 논문은 투자자 의견차이의 대응변수를 비대칭적 변동성을 추정하는 모형에 포함하여 비대칭적 변동성의 영향요인을 검증하고 특히 비대칭성 계수와 비대칭성 비율이 유의적으로 감소되는가를 분석하였다. 또한, 정보량별로 구성된 포트폴리오를 대상으로 포트폴리오별 비대칭성 계수와 비율의 차이에 대해서도 검증하였다. 본 연구는 실증분석 과정에서 투자자간 의견차이가 비대칭적 변동성을 발생시키는 요인 중의 하나라는 견해를 실증적으로 입증하였으며, 정보량에 따라 비대칭성 계수와 비율의 차이가 존재하는 것으로 나타나 정보량에 따른 비대칭적 변동성의 영향과 관련한 실증적 증거를 제한적이거나 확보하였다는데서 그 의의를 찾을 수 있다.

이 논문은 우리나라 주식시장을 대상으로 정보량과 비대칭적 변동성과 관련된 시도적 연구이다. 이러한 측면에서 본 연구의 실증분석 결과는 다음과 같은 한계점이 지적될 수 있다. 첫째, GARCH 모형의 추정결과는 모형상의 가정, 수익률 분포에 대한 가정, 극단치에 의한 영향 및 표본기간에 따라 그 결과는 달라질 수 있으므로 본 연구의 분석결과를 일반화하는 것은 제한적이라 생각된다. 둘째, 본 연구의 실증모형은 모형의 설정과정에서 거래량이 외생변수로 처리됨으로 인해 동시적 편의의 문제를 내포하고 있다는 한계를 갖고 있다. 셋째, 다양한 비대칭적 변동성모형을 모두 고려하지 못하였으며, GARCH 모형과는 다른 방법론으로 비대칭적 변동성을 추정한 결과는 본 연구의

결과와 차이를 보일 수 있다고 본다. 마지막으로, 비대칭적 변동성에 미치는 주요한 영향요인들이 있으나 이들 요인들을 실증모형에서 동시에 고려하지 못한 점이 지적될 수 있다.

따라서 보다 종합적이고 정교한 변동성 모형의 도출에 대한 연구가 필요하며, 새로운 실증모형과 방법론의 개발을 통하여 어떠한 원인이 비대칭적 변동성에 가장 큰 영향을 미치는가에 대한 연구가 필요하다고 본다. 또한 거래량 수준에 따른 거래량과 변동성에 관한 분석과 투자자간 의견차이가 의견 수정으로 이어지는 과정에 대한 보다 이론적인 논리의 개발이 지속적으로 연구되어지기를 기대한다.

참 고 문 헌

- 구맹희, 이윤선, “변동성과 레버리지 효과 그리고 기업규모에 관한 실증연구”, *재무관리 연구*, 제15권, 1998, 1-22.
- 김규형, 김현석, “거래소시장과 코스닥시장의 비대칭적 변동성에 관한 연구”, *리스크관리 연구*, 제17권, 2006, 3-28.
- 김진호, 황윤재, “시간변동 위험이 주가수익률에 미치는 영향 분석 - 비모수적 접근 -”, *금융학회지*, 제1권, 1996, 153-170.
- 김선호, “정보량이 주가에 미치는 영향”, *재무관리연구*, 제18권, 2001, 67-82.
- 박종원, “KOSPI 200 파생상품 거래와 주식수익률 변동성의 비대칭성”, *재무관리연구*, 제23권, 2006, 101-133.
- 변종국, 조정일, 정기웅, “주식수익률의 비대칭적 변동성의 결정요인에 관한 연구”, *재무연구*, 제16권, 2003, 31-65.
- 신재정, 정범석, “주식수익률 분산의 시간 변동성에 관한 연구”, *재무관리연구*, 제10권, 1993, 263-301.
- 오현탁, 이현상, 이치송, “한국주식시장의 시장상황별 비대칭적 변동성에 관한 실증 연구”, *재무관리연구*, 제17권, 2000, 45-65.
- 유한수, “코스닥시장의 비대칭적 변동성 원인에 관한 연구”, *대한경영학회지*, 제16권, 2003, 549-562.
- 유상엽, “정보흐름, 의견차이, 거래량에 관한 실증연구”, *산학경영연구*, 1999, 119-138.
- 이원흠, 최수미, “증권사 애널리스트의 투자등급 변경이 주가수익률 및 거래량에 미치는 영향에 관한 연구”, *증권학회지*, 제32권, 2003, 1-44.
- 장경천, 김현석, “주가지수선물 도입과 비대칭적 변동성에 관한 실증연구”, *대한경영학회지*, 제50권, 2005, 1307-1327.
- 장승욱, 안승철, “거래량과 비대칭적 변동성에 관한 연구”, *한국증권학회 학술발표논문집*, 2006.
- 조담, “주식수익률의 조건부 이분산성에 관한 실증적 연구”, *재무연구*, 제7권, 1994, 5-36.
- Anderson, Torben G., “Return Volatility and Trading Volume : An Information Flow Interpretation of Stochastic Volatility,” *Journal of Finance*, 51, (1996), 169-204.
- 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.
- Avramov, D., T. Chordia, and T. Goyal, “The Impact of Trades on Daily Volatility,” *Review of Financial Studies*, 19, (2006), 1241-1277.
- Berry, T. D. and K. M. Howe, “Public Information Arrival,” *Journal of Finance*, 49, (1994), 1331-1346.
- Bessembinder, H, K. Chan, and P. Seguin, “An Empirical Examination of Information, Differences of Opinion, and Trading Activity,” *Journal of Financial Economics*, 40, (1996), 105-134.
- Black, F., “Studies of Stock Market Volatility Changes,” Proceedings of the American Statistical Association, *Business and Economic Statistics Section*, 1976, 177-181.
- Box, G. E. P. and G. M. Jenkins, *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, 2nd ed., 1976, Holden-Day, San Francisco.
- Breen, W., L. R. Glosten, and R. Jagannathan, “Economic Significance of Predictable Variations in Stock Index Return,” *Journal of Finance*, 44, (1989), 1177-1189.
- Butler, K. C. and L. H. P. Lang, “The Forecast Accuracy of Individual Analysts : Evidence of Systematic Optimism and Pessimism,” *Journal of Accounting Research*, 29, (1991), 150-156.
- Campbell, J. Y. and L. Hentschel, “No News is Good : An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, 31, (1992), 281-318.
- Charoenrook, A. and H. Daouk, “Conditional Skewness of Aggregate Market Returns,” *Research Paper*, 2004, Vanderbilt University, March.
- Chan, K. C., G. A. Karolyi, and R. Stultz, “Global Financial Markets and the Risk Premium on U. S. Equity,” *Journal of Financial Economics*, 32, (1992), 137-167.
- Chen, J., H. Hong, and J. C. Stein, “Forecasting Crashes : Trading Volume, Past Returns and Conditional Skewness in Stock Prices,” *Journal of Financial Economics*, 61, (2001), 345-381.
- Christie, J., “The Stochastic Behavior of Common Stock Variance : Value, Leverage and Interest Rate Effect,” *Journal of Financial Economics*, 10, (1982), 407-432.
- Downing, C. and F. Zhang, “Trading Activity and Price Volatility in the Municipal Bond Market,” *Journal of Finance*, 59, (2004), 899-931.

- Engle, R. F. and D. Lilen, and R. P. Robin, "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure : The ARCH-M Model," *Econometrica*, 55, (1987), 391-407.
- Figlewski, S. and X. Wang, "Is the Leverage Effect a Leverage Effect?," SSRN-id 256109, 2000, *Working Paper*.
- French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh, "Expected Stock Return and Volatility," *Journal of Finance*, 45, (1987), 479-496.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle, "On The Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess on Stock," *Journal of Finance*, 48, (1993), 1779-1801.
- Harris, M. and A. Raviv, "Differences of Opinion make a Horse Race," *Review of Financial Studies*, 6, 1993, 473-506.
- Hong, H. and J. C. Stein, "Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Market Crashes," *Review of Financial Studies*, 16, (2003), 487-525.
- Kandel, E. and N. D. Pearson, "Differential interpretation of Public Signals and Trade in Speculative Markets," *Journal of Political Economy*, 103, (1995), 831-872.
- Kearney, C. and M. Lynch, "Volume and Skewness in International Equity Markets," Discussion Paper, No, 43, *School of Business Studies Institute for International Integration Studies*, 2004, Trinity College, Dublin.
- Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes, "Heteroskedasticity in Stock Return Data : Volume versus GARCH Effect," *Journal of Finance*, 45, (1990), 221-239.
- _____, "Endogenous Trading Volume and Momentum in Stock-Return Volatility," *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, (1994), 253-260.
- Miller, E. M., "Risk, Uncertainty and Divergence of Opinion," *Journal of Finance*, 32, (1977), 1151-1168.
- Nam, K., C. S. Pyun, and S. L. Avard, "Asymmetric reverting Behavior of Short-Horizon Stock Returns : An Evidence of Stock Market Overreaction," *Journal of Banking and Finance*, 25, (2001), 807-824.
- Nelson, D. B., "Test of the CAPM with Time-Varying Covariance : A Multivariate GARCH Approach," *Journal of Finance*, 46, (1991), 1507-1521.
- Odean, T., "Volume, Volatility, Price and Profit when All Traders are above Average," *Journal of Finance*, 53, (1998), 1887-1934.

- Omran, M. F. and E. McKenzie, "Heteroscedasticity in Stock Return Data Revisited : Volume versus GARCH Effects," *Applied Financial Economics*, 10, (2000), 553-560.
- Pindyck, R. S., "Risk Inflation, and the Stock Market," *American Economic Review*, 74, (1984), 335-351.
- Poterba, J., M. and L. H. Summers, "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations," *American Economic Review*, 76, (1986), 1142-1151.
- Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Change over Time?," *Journal of Finance*, 45, (1989), 1129-1155.
- Turner, C. M., R. Startz, and C. R. Nelson, "A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk, and Learning in the Stock Market," *Econometrica*, 48, (1989), 817-838.
- Varian, H. R., "Divergence of Opinion in Complete Markets : A note," *Journal of Finance*, 40, (1985), 309-317.

A Study on Information Availability and Asymmetric Volatility in the Korea Stock Market

Seung Cheol An* · Jong-Bae Ha**

〈abstract〉

The primary objective of this paper investigates whether asymmetric volatility phenomenon is caused by differences of opinion among investors and analyses information availability has an effect on asymmetric volatility. The empirical test period covers recent 6 years from January 4, 2000 to December 29, 2005. Five portfolios have been formed according to information availability(volume and market value). For the purpose of this study, We use TGARCH model, TGARCH-M model and adjusted model which include trading volume as a proxy differences of opinion among investors. The results are summarized as follows ; First, adjusted model analysis shows that asymmetric volatility phenomenon is disappeared or asymmetric coefficient and ratio is decreased than basis model. Second, portfolio analysis shows that the higher volume and market value, the more prominent asymmetric volatility phenomenon. And adjusted model analysis shows the higher volume and market value, the more decrease asymmetric ratio. Over all, assertion that differences of opinion among investors has caused asymmetric volatility phenomenon is regarded as reasonable. And, We see that information availability have great effect on asymmetric volatility phenomenon. We think that theses results can also occur opinion adjustment of optimistic investors. Namely, asymmetric volatility phenomenon can occur difference of information authenticity.

Keywords : Asymmetric Volatility, Differences of Opinion Among Investors, Volume, Information Availability

* School of Management, Yeungnam University

** Corresponding Author, School of Management, Yeungnam University