

KOSDAQ시장의 거래량과 주식 수익률의 동적 관계에 관한 연구

전승국*, 박광수**

<요 약>

본 연구는 코스닥시장에서 금융위기를 전후하여 거래량과 수익률 사이의 동시적 관계와 동적 인과관계에 대해 분석하고 기업 규모에 따라서 거래량과 수익률 사이에 어떠한 인과관계가 있는지에 대해 분석하고자 하였다. 분석에 사용된 기간은 2000년 1월 1일부터 2009년 12월 31일 까지이다.

분석을 위한 방법론으로는 TGARCH모형과 EGARCH모형을 이용하였다. 또한 시계열 자료가 안정적이지 확인하기 위해 단위근검증을 실시하였다. 단위근 검증결과 코스닥 지수, 코스닥의 상위기업, 중간기업, 하위기업 모두 금융위기를 전후한 기간의 주가지수 수익률자료는 모두 귀무가설을 기각하여 자료가 안정적임을 보였다.

본 연구에의 결과로 코스닥 지수와 상위기업의 경우 혼합분포가설을 지지하며 전일의 거래량을 포함한 경우 순차적 정보가설을 지지하지 않는 것으로 나타났다. 하지만 중간기업의 경우에는 금융위기 이전의 기간에서는 순차적 정보가설을 지지하지 않으나, 금융위기 이후에는 순차적 정보가설을 지지하는 것으로 나타났다 금융위기를 거치면서 순차적 정보가설이 시장에 반영되는 것을 알 수 있었다. 또한 하위 기업 경우에는 당일 거래량을 반영 시 혼합분포가설을 지지하지만, 전일 거래량을 포함한 경우 금융위기 이전의 기간과 금융위기 이후의 기간 모두 순차적 정보도착 가설을 지지하지 못하는 것으로 나타났다.

* 부산대학교 경영학과 박사과정, E-mail : jheon0311@pusan.ac.kr
** 동덕대학교 금융보험학과 교수, E-mail : kspark03@ddu.ac.kr

I. 서론

지난 2008년 촉발된 글로벌 금융위기로 인하여 미국 5대 투자은행 중의 하나인 리만브러더스가 파산되었으며, 이로 인하여 시작된 전 세계 금융시장의 혼란은 주요 국가들의 금융시장의 폭락을 불러왔다. 금융위기가 발생한 이후 금융시계열의 변동성은 크게 증가하였고 금융시장의 위기가 실물경제로 전이되어 세계경제의 침체로 이어지고 있다. 이러한 글로벌 금융위기가 국내 금융시장에 불확실성의 증가와 외화 및 해외투자자금의 유동성 경색으로 이어졌고 혼란 및 주가의 불안정성이 급격하게 확대되어 금융위기 전보다 더 큰 변동성의 증가가 발생하였다.

주식 수익률에 관해서는 지속적으로 많이 연구되어 오고 있으며, 특히 거래량 정보가 수익률에 미치는 영향에 관해서는 오랜 기간 동안 다양한 방법을 통하여 활발하게 연구되어지고 있으며 특히, 이들 연구는 거래량과 주식 수익률 사이의 관계 혹은 거래량과 주식 수익률 변동성 사이의 관계에 대한 연구에 많이 집중되고 있다.

국내 금융시장은 유가증권시장과 코스닥시장으로 구분할 수 있다. 코스닥시장은 국내 금융시장에서 중소기업 등의 주식거래 활성화를 위한 방안으로 2005년 출범하였으며 미국의 나스닥의 운영체제와 거의 유사하게 운영되고 있다. 코스닥 시장의 개설 초기에는 기술력과 성장성 있는 벤처기업 등의 중소기업이 주로 상장되어 있으나 현재는 성장요건을 완화하여 중대형 기업이 코스닥 시장에 진입할 수 있도록 하고 있다. 벤처기업이나 중소기업들이 코스닥 시장에 상장을 함으로써 기업이 직접금융을 이용하여 대규모의 자금 조달이 가능해졌고, 채무구조의 개선 및 안정화를 꾀할 수 있으며, 기업의 대외신용도를 높이고 소유와 경영의 분리를 통하여 경영 신진화를 이루는 등 각종 혜택을 많이 얻게 되었다. 하지만 유가증권시장과 달리 코스닥 시장은 특성상 벤처기업과 중소기업이 많으며 개인투자자들의 비중이 높아 국내외의 작은 위험요소에도 민감하게 반응하는 경향을 보이고 있다. 금융위기 이후 시장에 변동성이 크게 증가하였고, 이러한 변동성은 투자자들의 수익률에도 많은 영향을 미치고 있다.

기존의 국내 금융시장에 대한 거래량과 주식수익률 변동성의 관계에 대한 연구는 유가증권시장에서 중심으로 많이 이루어 졌다. 유가증권 시장은 시장에 참여하는 투자자의 특성과 상장기업에 대한 정보가 풍부하고, 정보에 따른 시장효율성이 높아 거래량과 수익률의 관계를 연구하기에는 코스닥 시장보다는 나은 환경을 가지고 있다. 하지만 2005년 코스닥 시장 출범 이후 많은 법 개정과 시장 운영 방안 개선을 통하여 코스닥 시장 역시 투자자들에게 각광받는 투자처로 인식되고 있다. 이에 시장을 구성하고 있는 기업의 특성이 다르고, 투자자의 실태 역시 다른 코스닥 시장의 거래량과 주식수익률의 동적 관계에 대해 연구하고, 2008년 글로벌 금융위기 이후 크게 증가한 금융시장의 변동성이 국내 금융시장을 구성하고 있는 코스

- 1 -

닥 시장에 어떤 영향을 미치는지에 대해서는 분석하고자 한다.

글로벌 금융위기 이후 안정기를 되찾아 가는 코스닥시장의 변동성 추이를 금융위기 전 후로 나누어 실증분석을 통해 자세히 살펴보고 분석결과를 토대로 글로벌 금융위기가 코스닥시장에 미친 영향을 논의하며, 향후 투자자들의 투자 방향 및 대응방안을 위한 논의 역시 필요하다고 보인다.

II. 선행연구

Brailsford(1996)는 호주 주가지수에서 거래량이 정보 흐름의 적절한 대리변수이고 GARCH 모형에 거래량을 포함시키면 GARCH 효과를 잘 설명 하지만 GARCH 모형에 거래량을 포함시키더라도 GARCH 효과가 완전히 사라지는 것이 아닌 것을 발견하였다.

Eagle(1982)은 ARCH(autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형으로 변동성의 시간가변적 특성을 설명할 수 있는 방법을 제시하였다. Bollerslev(1986)는 ARCH를 확장한 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 모형으로 변동성의 지속성을 모형화 할 수 있는 방법론을 제시하였다.

Eric and Rita(2007)는 22개의 선진국 지수와 27개의 신흥시장국 지수의 변동성과 거래량과의 관계에 대하여 분석하였다. 1985년부터 2005년까지 일별 거래량을 바탕으로 분석하였으며, 주식시장의 변동성을 모형화하기 위하여 TGARCH로 알려진 비대칭적 GARCH 방법론을 사용하였다. 또한 거래량을 기대, 비 기대 거래량으로 나누어 거래 활동의 충격이 더 많은 정보를 전달하고 그로 인해 예측 가능한 변동보다 예측 불가능한 변동이 수익률 변동성에 더 큰 영향을 미치는지 조사한 결과 신흥시장국이 선진국보다 변동성의 군집화현상이 더 크게 나타나므로, 좋지 않은 뉴스의 충격이 신흥시장에 더 크게 영향을 주는 것을 의미한다.

Harris(1986)은 미국 주식시장에서 변동성과 거래량 사이에 정(+)의 관계가 있다는 연구결과를 제시하고 있으며, Gallant, Rossi and Tauchen(1992)은 S&P500주가지수 수익률과 NYSE 거래량 사이에 인과관계를 조사하여 수익률이 거래량을 선도한다는 증거를 발견하였다.

Lamoureux and Lastrapes(1990)은 미국시장에서 거래가 활발한 다수의 주식에 대한 거래량과 변동성 지속성에 대하여 혼합분포가설을 이용하여 설명하고, GARCH 효과라고도 하는 이 특성이 정보 유입 정도(즉, 거래량)와 상관관계를 가진 것이라고 주장하였으며 실증을 통하여 분산방정식에서 설명변수로 동시적 거래량을 사용하였고 거래량 변수가 변동성의 지속성을 감소시킨다는 것을 발견하였다. 그러나 거래량은 방정식 시스템에서 내생변이기 때문에 동시적 거래량 변수를 분산방정식에 포함 하는 것이 편이를 야기할 수 있다고 하였다. 따라서 분산방정식에 시작 거래량 변수를 사용하였지만 대부분의 경우에 유의적이지 않게 밝혀졌다.

Saatoglu and Starks(1998)은 6개 라틴아메리카 주식시장의 월별 자료를 사용하여 가격변동과 거래량 사이의 관계를 검증하여 가격과 거래량 사이에는 정(+)의 관계가 있으며 주가지수 변동은 거래량으로부터 영향을 받는 것을 발견하였다.

Sabri(2004)는 특정 거시경제변수들이 주식의 변동성에 영향을 미칠 수 있다는 가정을 제시하였다. 1997년부터 2000년까지 5개 지역의 신흥시장 월별 주가지수 수익률을 사용하여 주식가격의 변동은 주식거래량과 환율에 가장 밀접하게 정(+)의 상관관계가 존재한다는 것과 다변량 회귀분석을 이용하여 거래량과 환율이 신흥시장의 주가변동성에 대한 최대의 예측변수이며 반면 인플레이션은 최소 예측변수라는 사실을 발견하였다.

Silvapulle and Choi(1999)는 일별 KOSPI Index를 이용하여 주식가격과 거래량 사이의 선형, 비선형 그랜저 인과관계를 검증하여 두 변수 사이에 의미 있는 인과관계를 발견하였다.

Pym, Lee and Nam(2000)은 한국주식시장의 15개 상장기업 주가지수를 이용하여, 거래량과 수익률의 관계에 대해 연구한 결과 개별 종목 차원에서 거래량이 정보도착에 좋은 대리변수이고 GARCH 효과를 감소시킨다는 것을 발견하였다.

안승철·장승욱·이소현(2006)은 비대칭적 변동성을 고려한 EGARCH 모형을 사용하여 수익률 변동성과 거래량의 동시적 관계의 분석과 두 변수간의 인과관계에 대해서 검증하였다. 분석결과, 한국 증권시장에서는 순차적 정보도착가설을 지지한다는 결과를 발견하였다.

안승철, 장승욱(2008)은 2000년부터 2005년까지의 주가지수 일별자료와 거래량을 이용하여 비대칭적 변동성과 정보량에 관한 연구에서 투자자 사이의 의견차이가 수익률의 비대칭적 변동성에 미치는 영향과 정보량이 비대칭적 변동성에 미치는 영향을 TGARCH모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과 비대칭적 변동성의 존재를 확인하였고, 정보량이 많을수록 비대칭성 계수와 비대칭성 비율이 높게 나타난다고 보고 하였다.

김성아, 김명재(2008)는 선물시장에서 수익률 변동성과 거래량 증감률의 관계를 TGARCH 모형을 이용하여 분석하였다. 실증분석 결과, 당일 거래량 증감률은 당일의 변동성에 10% 유와수준에서 혼합분포가설을 지지하고 있으나, 전일 거래량 증감률은 당일의 변동성에 5% 유와수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보여 전일 거래량 증감률이 당일 거래량 증감률 보다 순차적 정보도착가설을 더욱 강하게 지지한다고 보고하였다.

홍정호(2009)는 태평양주가지수의 거래량과 수익률간의 가격발전에 대하여 GJR-GARCH 모형을 이용하여 실증분석을 실시하였다. 분석 결과, 혼합분포가설보다 순차적 정보도착가설을 지지하는 것으로 나타났다. 한국 금융시장에는 외국 금융시장과는 달리 대체로 혼합분포가설보다 순차적 정보도착가설을 지지하는 것으로 나타났다.

이상에서 살펴 본 국내외 선행연구의 분석결과들을 검토해 보면, 거래량이 수익률 변동성에 미치는 영향에 대해 어떤 합의된 결론에 이르지 못한 것을 알 수 있다. 그리고 최근의 글로벌 금융위기 이후 시장의 동적자료가 이용되지 않아 변동성의 큰 변화가 나타난 이 시기

- 3 -

의 자료가 포함되었을 경우에는 결론이 어떻게 달라질 수 있는지도 궁금한 부분이다. 본 연구에서는 최근의 자료를 분석에 포함시켜 실증분석을 수행했고 그 결과를 선행연구와 비교해 보려고 한다.

III. 자료 및 분석 방법

3.1 분석 자료

본 연구의 실증분석에 이용한 자료는 2005년 1월부터 2011년 12월까지 코스닥 지수의 일별 수익률과 거래량 자료이다. 지수에 대한 거래량과 수익률 자료, 기업의 규모를 나누는 자료는 한국거래소와 FnGuide에서 제공하는 기초통계자료를 이용하였다.

코스닥 시장의 기업 규모에 따라서 거래량과 수익률 사이의 관계가 변하는지 확인하기 위해 코스닥 지수, 상위기업(Top 100), 중간기업(Mid 300), 하위기업(Small)으로 구분하고, 기간을 금융위기 전후로 나누고 이를 비교하여 어떠한 변화가 있었는지에 대해 분석할 것이다. 금융위기에 대한 기준은 러먼 브러더스가 비 범변에 파산신청을 한 2008년 9월 15일로 설정 하였다. 지수 수익률과 거래량 변화율은 로그차분으로 계산하였다.

$$R_t = \ln \left[\frac{P_t}{P_{t-1}} \right] \times 100$$

$$V_t = \ln \left[\frac{V_t}{V_{t-1}} \right] \times 100$$

여기서 R_t 는 지수 수익률이고, V_t 는 거래량 변화율이다. P_t , V_t 는 각각 당일 지수와 거래량과 거래량을 의미하고, P_{t-1} , V_{t-1} 은 각각 전일의 지수 증가와 거래량을 의미한다.

<표 1>은 코스닥 지수의 수익률과 거래량 시계열의 기초 통계량을 요약한 것이다. 이 표에서 나타났듯이 코스닥지수의 전체 분석기간의 평균 수익률은 0.014%이고, 표준편차는 1.667이다. 왜도는 -1.267으로 음의 왜도를 나타냈고, 첨도는 11.206으로 정규분포의 첨도가 3인 것에 비하여 매우 높은 값으로 나타났다. Jarque-Bera(J-B) 검정통계량 역시 수익률의 분포가 1% 유의수준에서 정규분포가 아님을 나타내고 있다. 코스닥 지수 거래량의 평균은 0.029%로, 표준편차는 12.135%이다. 왜도는 -0.004로 음의 왜도를 나타냈으며, 첨도는 3.440으로 거의 정규분포에 가까운 모습으로 나타났다. J-B통계량은 14.036으로 수익률에 비하면 매우 낮게 나타났다으나 1% 유의수준에서 거래량의 변화를 분포가 정규분포를 따르지 않는다는 것을 알 수 있다.

금융위기 전 후로 나누어 비교해본 결과 금융위기 전 보다 수익률은 줄어들었고, 최대값과

최소값의 범위는 크게 증가되었으며, 변동성을 나타내는 표준편차에 비하면 2008년 9월 금융위기 이전보다 이후기간동안의 변동성이 높아진 것으로 나타났다. 이는 글로벌 금융위기로 인하여 시장의 불확실성이 높아진데서 기인하는 것으로 보여 진다.

<표 1> 코스닥 수익률과 거래량에 대한 기초통계량 분석

구분	전체분석기간		금융위기 전		금융위기 후	
	수익률	거래량	수익률	거래량	수익률	거래량
평균	0.014	0.029	0.020	0.040	0.008	0.018
중간값	0.180	-0.079	0.186	-0.536	0.177	0.132
최대값	10.857	46.392	6.900	46.392	10.857	40.357
최소값	-11.632	-49.002	-10.704	-35.435	-11.632	-49.002
표준편차	1.667	12.135	1.454	11.266	1.677	12.037
왜도	-1.267	-0.004	-1.508	0.147	-1.095	-0.110
첨도	11.206	3.440	11.612	3.384	10.096	3.258
J-B	3350.330***	14.036***	3175.088***	8.902**	1897.895***	0.090**
ADF	-36.564***	-28.489***	-25.427***	-21.111***	-26.017***	-22.542***
PP	-36.392***	-89.032***	-25.221***	-51.455***	-25.726***	-60.010***
표본수	1741	1741	915	915	826	826

<표 2> 상위 기업에 대한 기초통계량 분석

구분	전체분석기간		금융위기 전		금융위기 후	
	수익률	거래량	수익률	거래량	수익률	거래량
평균	0.019	0.002	0.029	0.050	0.008	-0.049
중간값	0.157	-0.984	0.169	-0.625	0.136	-1.645
최대값	11.504	161.545	7.305	161.545	11.504	121.765
최소값	-10.695	-168.002	-10.199	-168.002	-10.695	-75.945
표준편차	1.764	23.767	1.545	22.526	1.980	35.083
왜도	-0.791	0.430	-0.836	0.173	-0.734	0.616
첨도	9.673	6.842	7.546	9.173	9.760	5.031
J-B	3411.513***	1121.734***	894.364***	1437.145***	1646.724***	194.292***
ADF	-38.530***	-25.653***	-26.676***	-17.968***	-27.404***	-19.952***
PP	-38.410***	-134.783***	-26.495***	-88.913***	-27.530***	-67.591***
표본수	1741	1741	915	915	826	826

코스닥을 구성하고 있는 기업들을 상위기업, 중간기업, 하위기업으로 구분하여 기초통계량을 분석하였다. <표 2>는 코스닥의 상위기업의 수익률과 거래량 시계열의 기초 통계량을 요약한 것이다. 상위기업의 전체 분석기간의 평균 수익률은 0.019%이고, 표준편차는 1.764이다. 왜도는 -0.791으로 음의 왜도를 나타냈고, 첨도는 9.673으로 정규분포의 첨도가 3인 것에 비하여 매우 높은 값으로 나타났다. J-B통계량 역시 수익률의 분포가 1% 유의수준에서 정규분포가 아님을 나타내고 있다. 상위기업의 거래량의 평균은 0.003%로, 표준편차는 23.767%이다. 왜도는 0.420로 양(+)의 왜도를 나타냈으며, 첨도는 6.842으로 정규분포보다 높게 나타났다. J-B통계량은 1121.734으로 수익률의 값에 비하면 낮게 나타났다으나 1% 유의수준에서 거래량의

변화를 분포가 정규분포를 따르지 않는다는 것을 알 수 있다. 금융위기 전 후로 나누어 비교해본 결과 코스닥 지수의 변화와 동일하게 나타났다.

<표 3> 중간 기업에 대한 기초통계량 분석

구분	전체분석기간		금융위기 전		금융위기 후	
	수익률	거래량	수익률	거래량	수익률	거래량
평균	0.014	0.016	0.000	0.014	0.029	0.018
중간값	0.174	-0.037	0.171	0.250	0.179	-0.326
최대값	10.573	73.965	7.969	73.965	10.573	59.285
최소값	-11.715	-65.062	-11.715	-65.062	-11.596	-55.609
표준편차	1.765	17.872	1.576	17.411	1.953	17.979
왜도	-1.460	0.044	-1.721	0.064	-1.378	0.025
첨도	11.601	3.600	13.687	4.239	9.893	2.970
J-B	5084.352***	26.717***	4000.124***	59.149***	1859.850***	0.115
ADF	-35.005***	-22.471***	-24.147***	-24.307***	-25.169***	-22.908***
PP	-34.805***	-110.071***	-23.881***	-69.942***	-23.049***	-65.408***
표본수	1741	1741	915	915	826	826

<표 4> 하위 기업에 대한 기초통계량 분석

구분	전체분석기간		금융위기 전		금융위기 후	
	수익률	거래량	수익률	거래량	수익률	거래량
평균	0.019	0.047	0.052	0.066	-0.007	0.026
중간값	0.180	0.065	0.195	0.245	0.164	-0.438
최대값	9.572	61.468	5.779	52.839	9.572	61.468
최소값	-11.969	-52.577	-11.969	-35.290	-10.909	-52.577
표준편차	1.557	14.477	1.420	12.775	1.696	16.161
왜도	-1.735	0.157	-2.056	0.221	-1.475	0.118
첨도	13.644	3.562	16.804	3.452	11.276	3.346
J-B	9091.697***	30.012***	7909.453***	15.273***	2054.555***	0.031**
ADF	-33.739***	-28.002***	-23.660***	-20.260***	-24.190***	-22.908***
PP	-33.639***	-95.547***	-23.489***	-49.326***	-24.087***	-64.922***
표본수	1741	1741	915	915	826	826

그러나 중간기업<표 3>의 전체 분석기간의 평균 수익률은 0.014%이고, 표준편차는 1.765%이다. 왜도는 -1.460으로 음의 왜도를 나타냈다. J-B통계량 역시 수익률의 분포가 1% 유의수준에서 정규분포가 아님을 나타내고 있다. 중간기업의 거래량의 평균은 0.016%, 표준편차는 17.872%이다. 왜도는 0.044로 양(+)의 왜도를 나타냈으며, 첨도는 3.6으로 정규분포보다 조금 높게 나타났다. J-B통계량은 26.717으로 수익률의 값에 비하면 낮게 나타났다으나 1% 유의수준에서 거래량의 변화를 분포가 정규분포를 따르지 않는다는 것을 알 수 있다. 금융위기 전 후로 나누어 비교해본 결과 코스닥 지수나 상위기업과는 다르게 수익률이 금융위기 이후 더 높게 나타났으며, 금융위기 이후 거래량의 첨도와 J-B통계량이 정규분포를 따르는 것으로 나

타하고 있다.

코스닥 하위기업의 수익률과 거래량 시계열의 기초 통계량을 요약한 <표 4>를 분석하면 하위기업의 전체 분석기간의 평균 수익률은 0.029%이고, 표준편차는 1.557%이다. 왜도는 -1.735으로 음의 왜도를 나타냈다. J-B통계량 역시 수익률의 분포가 1% 유의수준에서 정규분포가 아님을 나타내고 있다. 중간기업의 거래량의 평균은 0.047%, 표준편차는 14.477%이다. 왜도는 0.157로 양(+)의 왜도를 나타냈으며, 첨도는 3.562로 정규분포보다 조금 높게 나타났다. J-B통계량은 1% 유의수준에서 거래량의 변화를 분포가 정규분포를 따르지 않는다는 것을 알 수 있다. 금융위기 전 후로 나누어 비교해본 결과 수익률이 금융위기 이후 음(-)의 값으로 나타났으며 거래량 역시 감소한 것으로 알 수 있다. 하지만 변동성을 나타내는 표준편차에 비하면 금융위기 이후 변동성이 증가한 것으로 나타났다. 표준 편차 없이 기업 규모에 관계없이 모두 다 증가한 것으로 나타나 금융위기가 코스닥시장 전반에 큰 영향을 준 것으로 보여 진다.

모든 각 변수들의 안정성을 검증하기 위하여 단위근 검정을 실시하였다. 불안정한 시계열인 경우에 실증분석 결과에 가설의 오류가 발생할 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정과 PP(Phillips-Perron)검정을 이용하여 단위근 검정을 실시하였는데, 코스닥 지수, 상위기업, 중간기업, 하위기업 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되므로 안정적인 시계열인 것으로 나타났다. 금융위기 전후로 구분하여 본 결과도 모두 다 안정적인 시계열인 것으로 나타났다.

3.2 실증분석 방법

본 연구에서는 수익률 변동성의 추경과 변동성의 시간 가변성과 군집성을 잘 표현할 수 있는 Bollerslev(1986)의 일반화 자기회귀 조건부 이분산(GARCH)모형을 이용하였다.

그러나 GARCH(1,1)모형은 정보에 대한 변동성의 반응이 대칭적인 것으로 가정하고 있어서 현실에서 흔히 관찰되는 변동성의 비대칭성을 모형화 할 수 없다. 변동성의 비대칭성을 모형화 하기 위하여 TGARCH (Threshold GARCH) 모형과 Nelson(1991)이 제안한 EGARCH (Exponential GARCH)모형을 사용하였다. TGARCH모형은 비대칭적 변동성을 포착하기 위한 모형으로써 음(-)의 수익률 충격이 동일한 크기의 양(+)의 수익률 충격보다 시간 가변적인 조건부 변동성에 더 큰 영향을 미치는 것으로 알려진 레버리지효과와 같은 비대칭적 특성을 포착할 수 있고 변동성 군집현상을 포착할 수 있어 정규분포와 달리 꼬리가 두껍고 왜도가 있는 leptokurtic 분포에 적합한 모형이다. TGARCH(1,1)모형과 EGARCH(1,1)모형의 분산 방정식은 다음 같다.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (\text{식 1})$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \quad (\text{식 2})$$

(식 1)의 TGARCH모형에서 h_t 는 조건부 분산을 의미하고 α_0 는 평균변동성을 나타낸다. 또한 α_1 은 변동성의 시간가변성 혹은 이분산성을 나타내면, 양(+)의 값을 가진다. 그리고 β_1 은 변동성 군집화 정도를 나타내면 이는 지난 시점에서 변동성이 조건부 분산에 의존하는 정도를 의미하므로 양(+)의 값을 가진다. 일정한 무조건부분산을 갖기 위해서 $(\alpha_1 + \beta_1)$ 은 1이하의 값을 가져야 한다. $d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$ 은 변동성의 비대칭성을 나타내기 위한 부분이며, d_{t-1} 은 나쁜 뉴스($\varepsilon_{t-1} < 0$)일 경우에는 $d_{t-1}=1$ 이고, 좋은 뉴스($\varepsilon_{t-1} \geq 0$)일 경우에는 $d_{t-1}=0$ 인 다이변수이다. 따라서 나쁜 뉴스가 발생하면 1단위의 ε_{t-1}^2 에 대한 변동성의 반응은 $(\alpha_1 + \lambda_1)$ 이고, 좋은 뉴스가 발생하면 변동성은 α_1 만큼 반응한다. 만약 나쁜 뉴스의 발생이 좋은 뉴스의 발생보다 변동성을 더 크게 증가시킨다면 λ_1 은 0보다 큰 값을 가진 것이다. 그리고 Berndt, Hall, Hall and Hausman(BHHH)기법을 사용하여 두 모형의 최우추정량을 계산하였으며, 대수우도함수는 다음과 같다.

$$\log(L_{max}) = -\frac{1}{2} T \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\log(h_{t,n}) + \frac{\varepsilon_{t,n}^2}{h_{t,n}} \right]$$

거래량과 수익률 변동성 사이의 관계에서 혼합분포가설과 순차적 정보도착가설이 타당한지를 결정하기 위하여 (식 1), (식 2)의 분산방정식에 정보 흐름의 대응을 이루어 거래량 변화율 변수를 포함하여 (식 3), (식 4)의 모형으로 확장하였다.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \delta V_t \quad (\text{식 3})$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \delta V_t \quad (\text{식 4})$$

(식 3)과 (식 4)는 혼합분포가설의 타당성을 결정하기 위해 확장된 분산방정식이다. 위의 분산방정식에서 V_t 는 당일의 거래량 변화율을 나타내며, δ 의 추정치가 양으로 나타나고 유의하다면 혼합분포 가설이 타당하다고 해석할 수 있을 것이다. 만약 거래량 변화율이 시장의 정보 흐름에 대한 설명력 높은 대리변수이면 Lamoureux and Lastrapes(1990)의 추정치인 GARCH효과도 상당 부분 사라지게 될 것이다.

- 8 -

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \delta V_{t-1} \quad (\text{식 5})$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \delta V_{t-1} \quad (\text{식 6})$$

(식 5)와 (식 6)에서는 순차적 정보도착가설을 결정하기 위해서 전일의 거래량 변화율인 V_{t-1} 을 분산방정식에 포함시켰다. δ 의 추정치 부호가 유의한 양(+)의 값을 나타낸다면 전일 의 거래량 증가는 당일의 변동성을 증가시키게 될 것이다.

IV. 검증결과 및 해석

4.1 변동성 비대칭성의 확인

먼저 표준적인 TGARCH모형과 EGARCH모형을 추정하여 변동성의 비대칭성을 확인하여 보았다. <표 5>는 코스닥 지수 수익률 자료를 이용한 TGARCH(1,1) 모형과 EGARCH(1,1) 모형의 추정결과들을 보여주고 있다.

<표 5>에서 α_1 (ARCH 항)의 추정계수 값은 TGARCH모형 전체기간에서는 0.1727, 금융위기 전 0.0782, 금융위기 후에는 0.1713의 값이며, EGARCH모형에서는 0.3947, 0.4043, 0.2856으로 모두 양(+)의 값이고 1%유의수준에서 유의하게 나타났다. GARCH항의 추정계수를 나타내는 β_1 의 값은 TGARCH모형에서는 0.6437, 0.5442, 0.7237이고, EGARCH모형에서는 0.9107, 0.8253, 0.9575으로 모두 다 양의 값이며 1%의 유의수준에서 유의하게 나타났다.

비대칭성을 확인하기 위한 λ_1 추정계수 값은 TGARCH모형에서 0.2761, 0.4838, 0.1285이며, EGARCH에서는 -0.1365, -0.2234, -0.0891으로 각각 1%에서 유의한 값을 가지는 것으로 나타났다. TGARCH모형에서 비대칭성 계수 값이 양(+)의 값을 가진다는 것은 EGARCH모형에서 비대칭성 값이 음(-)의 값을 가진다는 것과 같은 의미이며 이러한 결과는 나쁜뉴스의 충격이 발생한 경우가 좋은 뉴스의 충격이 발생한 경우보다 변동성을 더 크게 증가시킨다는 것을 의미한다. 즉 코스닥지수 수익률의 변동성에는 비대칭성이 존재한다는 것을 확인할 수 있다.

- 9 -

<표 5> 코스닥 지수의 표준적인 비대칭적 변동성모형의 추정 결과

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1})$$

	TGARCH(1,1)			EGARCH(1,1)		
	전체기간	금융위기 전	금융위기 후	전체기간	금융위기 전	금융위기 후
α_1	0.1925 [0.0196]***	0.1186 [0.0442]***	0.1400 [0.0210]***	-0.3438 [0.0186]***	-0.3202 [0.0316]***	-0.1876 [0.0193]***
β_1	0.1727 [0.0258]***	0.0782 [0.0304]***	0.1713 [0.0334]***	0.3947 [0.0256]***	0.4043 [0.0367]***	0.2856 [0.0290]***
λ_1	0.6437 [0.0180]***	0.5442 [0.0380]***	0.7237 [0.0254]***	0.9107 [0.0061]***	0.8253 [0.0219]***	0.9575 [0.0076]***
Q(9)	0.2761 [0.0110]	0.4838 [0.0039]	0.1195 [0.0080]	-0.1365 [0.0740]	-0.2234 [0.0810]	-0.0891 [0.3590]
ARCH(5)	0.6016 [0.6988]	0.3901 [0.8128]	0.4000 [0.8476]	0.1963 [0.9769]	0.3242 [0.8855]	0.5887 [0.8996]

주) 1. Q(9)는 표준편차 제곱 시계열의 9차항까지의 자기상관계를 결정하기 위한 검정
2. ARCH(5)는 잔차의 ARCH특성의 유무를 결정하기 위한 결정통계량
3. ()속의 수치는 표준편차, ()속의 수치는 p-value임.
4. ***, **, * : 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

<표 6>은 코스닥 상위기업의 수익률 자료를 이용한 TGARCH(1,1) 모형과 EGARCH(1,1) 모형의 추정결과들을 보여주고 있다.

<표 6> 코스닥 상위기업의 표준적인 비대칭적 변동성모형의 추정 결과

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1})$$

	TGARCH(1,1)			EGARCH(1,1)		
	전체기간	금융위기 전	금융위기 후	전체기간	금융위기 전	금융위기 후
α_1	0.1753 [0.0212]***	0.3614 [0.0590]***	0.0504 [0.0222]***	-0.1739 [0.0264]***	-0.1227 [0.0317]***	-0.1393 [0.0174]***
β_1	0.0980 [0.0122]***	0.0053 [0.0748]	0.0568 [0.0201]***	0.2858 [0.0234]***	0.2780 [0.0372]***	0.2032 [0.0241]***
λ_1	0.7435 [0.0186]***	0.4395 [0.0374]***	0.8840 [0.0141]***	0.9406 [0.0072]***	0.8354 [0.0233]***	0.9765 [0.0052]***
Q(9)	0.1935 [0.0265]***	0.3702 [0.0506]***	0.0600 [0.0547]***	-0.1128 [0.0285]***	-0.1965 [0.0218]***	-0.0748 [0.0267]***
ARCH(5)	8.5036 [0.4460]	7.7603 [0.5650]	13.4430 [0.1440]	8.4291 [0.4920]	9.1128 [0.3580]	12.7530 [0.1740]
ARCH(5)	0.6014 [0.6989]	1.1832 [0.3154]	1.6383 [0.1473]	0.5284 [0.7549]	1.4641 [0.1452]	1.4620 [0.1999]

주) 1. Q(9)는 표준편차 제곱 시계열의 9차항까지의 자기상관계를 결정하기 위한 검정
2. ARCH(5)는 잔차의 ARCH특성의 유무를 결정하기 위한 결정통계량
3. ()속의 수치는 표준편차, ()속의 수치는 p-value임.
4. ***, **, * : 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

<표 6>에서 α_1 (ARCH 항)의 추정계수 값은 TGARCH모형 전체기간에서는 0.0980, 금융위기

이전 기간 0.0053, 금융위기 이후에는 0.0568의 값이며, EGARCH모형에서는 0.2858, 0.2780, 0.2032으로 모두 양(+)의 값이고 1%유의수준에서 유의하게 나타났다. GARCH항의 추정계수를 나타내는 β_1 의 값은 TGARCH모형에서는 0.7425, 0.6395, 0.8840이고, EGARCH모형에서는 0.9406, 0.8534, 0.9765으로 모두 다 양의 값이며 1%의 유의수준에서 유의하게 나타났다.

비대칭성을 확인하기 위한 λ_1 추정계수 값은 TGARCH모형에서 0.1935, 0.3702, 0.0600이며, EGARCH에서는 -0.1128, -0.1965, -0.0748으로 각각 1%에서 유의한 값을 가지는 것으로 나타났다. TGARCH모형에서 비대칭성 계수 값이 양(+)의 값을 가진다는 것은 EGARCH모형에서 비대칭성 값이 음(-)의 값을 가진다는 것과 같은 의미이며 이러한 결과는 나쁜뉴스의 충격이 발생한 경우가 좋은 뉴스의 충격이 발생한 경우보다 변동성을 더 크게 증가시킨다는 것을 의미한다. 즉 코스닥 상위기업의 수익률의 변동성에는 비대칭성이 존재한다는 것을 확인할 수 있다.

<표 7>은 코스닥 중간기업의 수익률 자료를 이용한 TGARCH(1,1) 모형과 EGARCH(1,1) 모형의 추정결과들을 보여주고 있다.

<표 7> 코스닥 중간기업의 표준적인 비대칭적 변동성모형의 추정 결과

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1})$$

	TGARCH(1,1)			EGARCH(1,1)		
	전체기간	금융위기 전	금융위기 후	전체기간	금융위기 전	금융위기 후
α_1	0.2265 [0.0240]***	0.2189 [0.0450]***	0.1488 [0.0274]***	-0.2646 [0.0183]***	-0.2143 [0.0362]***	-0.1749 [0.0165]***
β_1	0.2441 [0.0286]***	0.2135 [0.0424]***	0.1399 [0.0271]***	0.8873 [0.0098]***	0.5898 [0.0394]***	0.2829 [0.0268]***
λ_1	0.5788 [0.0185]***	0.4855 [0.0657]***	0.7600 [0.0211]***	0.4695 [0.0200]***	0.8160 [0.0216]***	0.9533 [0.0086]***
Q(9)	5.1410 [0.8220]	1.7789 [0.9650]	5.8889 [0.7770]	2.5660 [0.9790]	1.0885 [0.9990]	7.3005 [0.6090]
ARCH(5)	0.7729 [0.6055]	0.2662 [0.9315]	0.6419 [0.6678]	0.3743 [0.9274]	0.1340 [0.9845]	0.9722 [0.4338]

주) 1. Q(9)는 표준편차 제곱 시계열의 9차항까지의 자기상관계를 결정하기 위한 검정
2. ARCH(5)는 잔차의 ARCH특성의 유무를 결정하기 위한 결정통계량
3. ()속의 수치는 표준편차, ()속의 수치는 p-value임.
4. ***, **, * : 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

<표 7>에서 α_1 (ARCH 항)의 추정계수 값은 TGARCH모형 전체기간에서는 0.2441, 금융위기 이전 기간 0.2135, 금융위기 이후에는 0.1399의 값이며, EGARCH모형에서는 0.8873, 0.5898, 0.2829으로 모두 양(+)의 값이고 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. GARCH항의 추정계수를 나타내는 β_1 의 값은 TGARCH모형에서는 0.5788, 0.4855, 0.7608이고, EGARCH모형에서는

- 10 -

- 11 -

0.4695, 0.8160, 0.9533으로 모두 다 양의 값이며 1도의 유의수준에서 유의하게 나타났다. 비대칭성을 확인하기 위한 λ_3 추정계수 값은 TGARCH모형에서 0.3066, 0.5455, 0.1003이며, EGARCH에서는 -0.1346, -0.2146, -0.0888으로 각각 1도와 5도에서 유의한 값을 가지는 것으로 나타났다. TGARCH모형에서 비대칭성 계수 값이 양(+)의 값을 가진다는 것은 EGARCH모형에서 비대칭성 값이 음(-)의 값을 가진다는 것과 같은 의미이며 이러한 결과는 나쁜뉴스의 충격이 발생한 경우가 좋은 뉴스의 충격이 발생한 경우보다 변동성을 더 크게 증가시킨다는 것을 의미한다. 즉 코스닥 중간기업 수익률의 변동성에는 비대칭성이 존재한다는 것을 확인할 수 있다.

<표 8>은 코스닥 하위기업의 수익률 자료를 이용한 TGARCH(1,1) 모형과 EGARCH(1,1) 모형의 추정결과들을 보여주고 있다.

<표 8>에서 α_1 (ARCH 항)의 추정계수 값은 TGARCH모형 전체기간에서는 0.2744, 금융위기 이전 기간 0.2167, 금융위기 이후에는 0.1657이 같으며, EGARCH모형에서는 0.4610, 0.5551, 0.3266으로 모두 양(+)의 값이고 1도 유의수준에서 유의하게 나타났다. GARCH항의 추정계수 를 나타내는 β_1 의 값은 TGARCH모형에서는 0.5342, 0.3833, 0.7335이고, EGARCH모형에서는 0.8543, 0.6916, 0.9433으로 모두 다 양의 값이며 1도의 유의수준에서 유의하게 나타났다.

<표 8> 코스닥 하위기업의 표준적인 비대칭적 변동성모형의 추정 결과

$$h_t = \omega_0 + \alpha_1 \rho_{t-1}^2 + \lambda_1 \rho_{t-1} \rho_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \beta V_t$$

$$\ln(h_t) = \omega_0 + \alpha_0 \left(\frac{\rho_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_0 \left(\frac{\rho_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right)^2 + \beta_0 \ln(h_{t-1}) + \beta V_t$$

	TGARCH(1,1)			EGARCH(1,1)		
	전체기간	금융위기 전	금융위기 후	전체기간	금융위기 전	금융위기 후
Ct	0.3721 (0.0174)***	0.4336 (0.0367)***	0.0943 (0.0134)***	-0.2552 (0.0178)***	-0.2552 (0.0315)***	-0.2168 (0.0192)***
ai	0.2744 (0.0340)***	0.2167 (0.0545)***	0.1657 (0.0323)***	0.4610 (0.0385)***	0.5551 (0.0478)***	0.3266 (0.0384)***
bi	0.5342 (0.0191)***	0.3833 (0.0229)***	0.7335 (0.0195)***	0.8543 (0.0094)***	0.6916 (0.0225)***	0.9433 (0.0081)***
λi	0.2992 (0.0431)***	0.6057 (0.0836)***	0.0655 (0.0398)***	-0.1274 (0.0433)***	-0.2184 (0.0271)***	-0.8866 (0.0179)***
Q(9)	2.7772 (0.9720)	1.0824 (0.9990)	6.4659 (0.6930)	1.2153 (0.9980)	0.4317 (1.0000)	7.8827 (0.5490)
ARCH(5)	0.3998 (0.8492)	0.2674 (0.3594)	0.8797 (0.0398)	0.1357 (0.3841)	0.0779 (0.9950)	0.8844 (0.4365)

주. 1. Q(9)는 표준편차 제곱 시계열의 9차자기회귀 자기상관관계를 검정하기 위한 것임
2. ARCH(5)는 잔차의 ARCH특성의 유무를 검정하기 위한 검정통계량임
3. () 속의 수치는 표준편차, [] 속의 수치는 p-value임
4. ***, **, * : 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

비대칭성을 확인하기 위한 λ_3 추정계수 값은 TGARCH모형에서 0.2992, 0.6057, 0.0953이며, EGARCH에서는 -0.1224, -0.2184, -0.0866으로 각각 1도와 5도에서 유의한 값을 가지는 것으로

나타났다. TGARCH모형에서 비대칭성 계수 값이 양(+)의 값을 가진다는 것은 EGARCH모형에서 비대칭성 값이 음(-)의 값을 가진다는 것과 같은 의미이며 이러한 결과는 나쁜뉴스의 충격이 발생한 경우가 좋은 뉴스의 충격이 발생한 경우보다 변동성을 더 크게 증가시킨다는 것을 의미한다. 즉 코스닥 하위기업 수익률의 변동성에는 비대칭성이 존재한다는 것을 확인할 수 있다.

4.2 당일 거래량을 반영한 변동성 비대칭성의 확인

<표 9> ~ <표 12>는 TGARCH모형과 EGARCH모형에 정보흐름의 대리변수인 당일 거래량 V_t 를 포함시켜 코스닥 저수, 코스닥 상위기업, 중간기업, 하위기업으로 기업규모를 구분하고 금융위기 전후로 기간을 나누어 분석한 결과이다.

<표 9> 당일 거래량 변수가 포함된
코스닥 저수의 표준적인 비대칭적 변동성모형의 추정 결과

$$h_t = \omega_0 + \alpha_0 \left(\frac{\rho_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_0 \left(\frac{\rho_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right)^2 + \beta_0 \ln(h_{t-1}) + \beta V_t$$

	TGARCH(1,1)		EGARCH(1,1)			
	전체기간	금융위기 전	금융위기 후	전체기간	금융위기 전	금융위기 후
Ct	0.1842 (0.0169)***	0.2637 (0.0476)***	0.1369 (0.0165)***	-0.2131 (0.0145)***	-0.1898 (0.0307)***	-0.1848 (0.0203)***
ai	0.1131 (0.0271)***	0.0025 (0.0309)	0.1565 (0.0275)***	0.3259 (0.0285)***	0.3212 (0.0407)***	0.2708 (0.0303)***
bi	0.6854 (0.0192)***	0.5701 (0.0347)***	0.7244 (0.0119)***	0.9267 (0.0077)***	0.8509 (0.0221)***	0.9560 (0.0082)***
λi	0.2554 (0.0295)***	0.4582 (0.0617)***	0.1453 (0.0458)***	-0.1673 (0.0137)***	-0.2285 (0.0232)***	-0.1373 (0.0192)***
g	0.0226 (0.9082)***	0.0091 (0.9644)***	0.0210 (0.9025)***	0.0055 (0.9018)***	0.0253 (0.9027)***	0.0226 (0.9027)***
Q(9)	6.8561 (0.6520)	3.2748 (0.9480)	5.3953 (0.7990)	6.1885 (0.7210)	6.0652 (0.7390)	4.1085 (0.9040)
ARCH(5)	0.4074 (0.8439)	0.2631 (0.5322)	0.2065 (0.9092)	0.1363 (0.9840)	0.8514 (0.6953)	0.2752 (0.9282)

주) 1. Q(9)는 표준편차 제곱 시계열의 5차자기회귀 자기상관관계를 검정하기 위한 것임
2. ARCH(5)는 잔차의 ARCH특성의 유무를 검정하기 위한 검정통계량임
3. () 속의 수치는 표준편차, [] 속의 수치는 p-value임
4. ***, **, * : 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

코스닥 저수의 거래량의 추정계수인 β_1 값이 TGARCH모형 하에서 전체기간에는 0.0226, 금융위기 전에는 0.0291, 금융위기 후에는 0.0210, EGARCH모형에서 전체기간에는 0.0253, 금융위기 전에는 0.0253, 금융위기 후에는 0.0236으로 두 모형에서 모두 양(+)의 값을 가지며, 1도 유의수준에서 유의하게 나타났다. 이는 전일의 거래량 증가가 당일의 변동성에 영향을 미치

는 것으로 볼 수 있다. TGARCH와 EGARCH 모두 다 금융위기 이후에 거래량이 감소한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 금융위기 이후 위축된 시장의 상황이 반영된 결과라고 할 수 있다.

GARCH 효과를 측정하는 β_1 은 TGARCH모형에서는 0.6854, 0.5701, 0.7244이며 EGARCH모형에서는 0.9267, 0.8509, 0.9560으로 나타났다. 두 모형의 추정계수 모두 1도 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. TGARCH모형의 추정결과를 <표 5>와 비교해보면, <표 9>의 경우 당일 거래량이 조건부 분산방정식에 포함되지만, $(\alpha_1 + \beta_1)$ 이 오히려 조금 더 큰 값으로 나타난 것을 확인할 수 있다. 이것은 거래량 변수를 포함시키는 것이 변동성 지속성을 사라지게 하거나 감소시키지 않는다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 조건부 분산방정식에 거래량이 포함된 경우 변동성 지속성이 사라진다고 주장하는 Lamoureux and Lapates(1990)의 결론과는 반대의 추정결과이다.

그리고 변동성 비대칭성 계수인 λ_3 의 추정치는 TGARCH모형과 EGARCH모형에서 각각 0.2554, 0.4582, 0.1453과 -0.1673, -0.2285, -0.1373으로 나타났다. <표 5>의 결과와 비교해보면, 당일 거래량을 조건부 분산방정식에 포함시켰을 경우 변동성의 비대칭성 효과가 TGARCH모형하에서 전체기간을 분석한 것 과 금융위기 전 기간에는 더 크게 추정되었으나, 금융위기 후 기간과 EGARCH모형하에서의 모든 구간에서는 더 크게 추정되는 결과를 볼 수 있다.

<표 10>은 코스닥 상위기업을 대상으로 당일의 거래량을 포함시켜 추정된 결과이다. 거래량의 추정계수인 β_1 값이 TGARCH모형 하에서 전체기간에는 0.0212, 금융위기 전에는 0.0203, 금융위기 후에는 0.0156, EGARCH모형에서 전체기간에는 0.0119, 금융위기 전에는 0.0090, 금융위기 후에는 0.0125으로 두 모형에서 모두 양(+)의 값을 가지며, 1도 유의수준에서 유의하게 나타났다. 전일의 거래량 증가가 당일의 변동성 증가에 영향을 미쳤으며 TGARCH와 EGARCH 모두 다 코스닥 저수와 동일하게 금융위기 이후에 거래량이 감소한 것으로 나타났다. GARCH 효과를 측정하는 β_1 은 TGARCH모형에서는 0.7668, 0.7168, 0.7935이며 EGARCH모형에서는 0.9571, 0.8665, 0.9829으로 나타났다. 두 모형의 추정계수 모두 1도 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. TGARCH모형의 추정결과를 <표 6>과 비교해보면, <표 10>의 경우 당일 거래량이 조건부 분산방정식에 포함되지만, $(\alpha_1 + \beta_1)$ 이 코스닥 상위기업의 전체기간과 금융위기 전 기간에는 조금 더 큰 값으로 나타났지만, 금융위기 이후의 기간에는 더 작은 값으로 나타난 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 조건부 분산방정식에 거래량이 포함될 경우 변동성 지속성이 사라진다고 주장하는 Lamoureux and Lapates(1990)의 결론과 코스닥 상위기업에 대한 전체기간과 금융위기 전 기간에는 반대의 추정결과로 나타났지만, 금융위기 이후에는 동일한 결론으로 나타났다.

<표 10> 당일 거래량 변수가 포함된
코스닥 상위기업의 표준적인 비대칭적 변동성모형의 추정 결과

$$h_t = \omega_0 + \alpha_0 \rho_{t-1}^2 + \lambda_0 \rho_{t-1} \rho_{t-1}^2 + \beta_0 h_{t-1} + \beta V_t$$

$$\ln(h_t) = \omega_0 + \alpha_0 \left(\frac{\rho_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_0 \left(\frac{\rho_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right)^2 + \beta_0 \ln(h_{t-1}) + \beta V_t$$

	TGARCH(1,1)		EGARCH(1,1)	
	전체기간	금융위기 전	금융위기 후	금융위기 전
Ct	0.2550 (0.0344)***	0.4394 (0.0628)***	0.1730 (0.0288)***	-0.1309 (0.015)***
ai	0.0704 (0.0585)***	-0.0656 (0.0115)***	0.0002 (0.0277)***	0.2215 (0.0388)***
bi	0.7668 (0.0265)***	0.7168 (0.0386)***	0.7935 (0.0222)***	0.9571 (0.0052)***
λi	0.2578 (0.0394)***	0.2920 (0.0458)***	0.1367 (0.0421)***	0.1321 (0.0125)***
g	0.0212 (0.9041)***	0.0203 (0.9001)***	0.0156 (0.9025)***	0.0119 (0.9013)***
Q(9)	6.0901 (0.6990)	7.3520 (0.6900)	5.8440 (0.7550)	10.2760 (0.3210)
ARCH(5)	0.4548 (0.8100)	0.8296 (0.5287)	0.4028 (0.8464)	0.4839 (0.7865)

주) 1. Q(9)는 표준편차 제곱 시계열의 5차자기회귀 자기상관관계를 검정하기 위한 것임
 2. ARCH(5)는 잔차의 ARCH특성의 유무를 검정하기 위한 검정통계량임
 3. () 속의 수치는 표준편차, [] 속의 수치는 p-value임
 4. ***, **, * : 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

그리고 변동성 비대칭성 계수인 λ_3 의 추정치는 TGARCH모형과 EGARCH모형에서 각각 0.2278, 0.3920, 0.1387과 -0.1321, -0.2079, -0.1082으로 나타났다. <표 6>의 결과와 비교해보면, 당일 거래량을 조건부 분산방정식에 포함시켰을 경우 변동성의 비대칭성 효과가 모든 구간에서 더 크게 추정되는 결과를 볼 수 있다.

<표 11>은 코스닥 중간 기업을 대상으로 당일의 거래량을 포함시켜 추정된 결과이다. 거래량의 추정계수인 β_1 값이 TGARCH모형 하에서 전체기간에는 0.0183, 금융위기 전에는 0.0108, 금융위기 후에는 0.0180, EGARCH모형에서 전체기간에는 0.0200, 금융위기 전에는 0.0.212, 금융위기 후에는 0.0199으로 두 모형에서 모두 양(+)의 값을 가지며, 1도 유의수준에서 유의하게 나타났다. TGARCH 모형하에서 거래량 추정계수 β_1 이 금융위기 전보다 금융위기 이후에 더 증가하였지만, 이는 금융위기 이후 코스닥의 중간 기업을 대상으로 한 거래에서는 거래량이 더 증가한 것으로 나타났다.

GARCH 효과를 측정하는 β_1 은 TGARCH모형에서는 0.6610, 0.5150, 0.7828이며 EGARCH모형에서는 0.9274, 0.8549, 0.9748으로 나타났다. 두 모형의 추정계수 모두 1도 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. TGARCH모형의 추정결과를 <표 6>과 비교해보면, <표 11>의 경우 당일 거래량이 조건부 분산방정식에 포함되지만, $(\alpha_1 + \beta_1)$ 이 코스닥 중간기업을 대상으로 한 분석에서는 더 작은 값으로 나타난 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 조건부 분산

방정식에 거래량이 포함된 경우 변동성 지속성이 사라진다고 주장하는 Lamoureux and Lastapes(1990)의 결론과 동일한 결론으로 나타났다.

<표 11> 당일 거래량 변수가 포함된
코스닥 중간기업의 표준적인 비대칭적 변동성모형의 추정 결과

$$h_t = \omega_0 + \omega_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 h_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \delta V_t$$
$$\ln(h_t) = \omega_0 + \omega_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \delta V_t$$

TGARCH(1,1)			EGARCH(1,1)		
변제기간	금융위기 전	금융위기 후	변제기간	금융위기 전	금융위기 후
C ₁	0.3518 (0.0203)***	0.3470 (0.0464)***	0.1432 (0.0272)***	-0.3304 (0.0159)***	-0.3702 (0.0314)***
α ₁	0.1417 (0.0271)***	0.1612 (0.0386)***	0.1066 (0.0282)***	0.3701 (0.0238)***	0.4027 (0.0401)***
β ₁	0.6610 (0.0166)***	0.3150 (0.0265)***	0.7828 (0.0211)***	0.9774 (0.0075)***	0.8549 (0.0205)***
λ ₁	0.2306 (0.0311)***	0.1709 (0.0579)***	0.1068 (0.0373)***	-0.1464 (0.013)***	-0.2068 (0.0213)***
δ	0.0192 (0.0018)***	0.0108 (0.0024)***	0.0180 (0.0021)***	0.0300 (0.0017)***	0.0212 (0.002)***
Q(19)	3.5918 [0.9360]	1.8880 [0.9980]	5.4655 [0.7920]	3.3966 [0.9470]	1.5202 [0.9970]
ARCH(6)	0.4769 [0.7538]	0.1546 [0.9977]	0.8362 [0.5241]	0.3370 [0.9959]	0.1136 [0.9994]

주. 1. Q₁(19)는 표준잔차 제곱 시계열의 19차까지의 자기상관관계를 검정하기 위한 것임
2. ARCH(6)는 잔차의 ARCH특성의 유무를 검정하기 위한 검정통계량임
3. () 속의 수치는 표준편차, [] 속의 수치는 p-value임
4. ***, **, * : 1%, 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

그리고 변동성 비대칭성 계수인 λ₁의 추정치는 TGARCH모형과 EGARCH모형에서 각각 0.2306, 0.4709, 0.1008과 -0.1464, -0.2068, -0.1093으로 나타났다. <표 7>의 결과와 비교해보면, 당일 거래량을 조건부 분산방정식에 포함시켰을 경우 변동성의 비대칭성 효과가 모든 구간에서 더 크게 추정되는 결과를 볼 수 있다.

<표 12>는 코스닥 하위 기업을 대상으로 당일의 거래량을 포함시켜 수정한 결과이다. 거래량의 추정계수인 δ값이 TGARCH모형 하에서 전제기간에는 0.0508, 금융위기 전에는 0.0213, 금융위기 후에는 0.0109, EGARCH모형에서 전제기간에는 0.0231, 금융위기 전에는 0.0237, 금융위기 후에는 0.0142으로 두 모형에서 모두 양(+)의 값을 가지며, 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. TGARCH 모형하에서 거래량 추정계수 δ이 금융위기 전보다 금융위기 이후에 더 감소하였는데, 이는 금융위기 이후 코스닥의 하위 기업을 대상으로 한 거래에서는 거래량이 더 감소한 것으로 나타났다.

GARCH 효과를 측정하는 β₁은 TGARCH모형에서는 0.6946, 0.5249, 0.7461이며 EGARCH모형에서는 0.3830, 0.4406, 0.3310으로 나타났다. 두 모형의 추정계수 모두 1% 유의수준에서 통

4.3 전일 거래량을 반영한 변동성 비대칭성의 확인

<표 13> 전일 거래량 변수가 포함된
코스닥 지수의 표준적인 비대칭적 변동성모형의 추정 결과

$$h_t = \omega_0 + \omega_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 h_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \delta V_t$$
$$\ln(h_t) = \omega_0 + \omega_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \delta V_{t-1}$$

TGARCH(1,1)			EGARCH(1,1)		
변제기간	금융위기 전	금융위기 후	변제기간	금융위기 전	금융위기 후
C ₁	0.1973 (0.0196)***	0.3138 (0.0444)***	0.1746 (0.0335)***	-0.3231 (0.0340)***	-0.3266 (0.0185)***
α ₁	0.1822 (0.0242)***	0.0787 (0.0328)***	0.3200 (0.0432)***	0.3770 (0.0401)***	0.3874 (0.0283)***
β ₁	0.6394 (0.0184)***	0.3476 (0.0287)***	0.6616 (0.0307)***	0.9136 (0.0090)***	0.8974 (0.0137)***
λ ₁	0.5630 (0.0245)***	0.4807 (0.0526)***	0.1688 (0.0578)***	-0.1434 (0.0136)***	-0.2270 (0.0217)***
δ	-0.0072 (0.0031)***	-0.0006 (0.0049)***	-0.0082 (0.0037)***	0.0044 (0.0022)***	0.0016 (0.0028)***
Q(19)	7.5963 [0.6160]	2.6322 [0.9770]	6.6656 [0.6700]	4.3821 [0.8850]	3.9579 [0.9840]
ARCH(6)	0.5901 [0.7076]	0.2972 [0.9202]	0.4357 [0.8328]	0.1832 [0.9959]	0.7873 [0.9310]

주. 1. Q₁(19)는 표준잔차 제곱 시계열의 19차까지의 자기상관관계를 검정하기 위한 것임
2. ARCH(6)는 잔차의 ARCH특성의 유무를 검정하기 위한 검정통계량임
3. () 속의 수치는 표준편차, [] 속의 수치는 p-value임
4. ***, **, * : 1%, 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

<표 13>은 TGARCH모형과 EGARCH모형에 정보흐름의 대리변수로 전일 거래량을들 써며 하는 V_{t-1}을 포함시켜 추정한 결과이다. 전일 거래량 변화들이 변동성에 미치는 영향을 나타내는 추정치인 δ값이 코스닥 지수의 TGARCH모형에서는 전제기간에는 -0.0072, 금융위기 이전에는 -0.0006, 금융위기 이후에는 -0.0082이고 음(-)의 값으로 나타났다. EGARCH모형에서 전제기간에는 0.0044, 금융위기 이전에는 0.0016, 금융위기 이후에는 0.0093으로 양의 값으로 나타났다. 두 추정치에서 금융위기 이전에는 모두 통계적 유의성을 나타내지 못하여 전일의 거래량이 많아져도 당일의 수익률 변동성에 영향을 주지 못한다는 결론을 얻게 되었으며, 이것은 코스닥 시장에서 금융위기 이전 기간의 경우 순차적 정보 도착가설이 타당하지 않다고 판단할 수 있다. 그러나 전제기간과 금융위기 이후의 기간에서는 통계적 유의성을 나타내어 전일의 거래량이 당일의 수익률 변동성에 영향을 주는 것으로 나타났다. 코스닥 시장에서 금융위기 전 기간과는 달리 금융위기를 거치면서 순차적 정보 도착가설이 시장에 반영되었다고 판단된다.

β₁의 크기는 TGARCH모형에서는 0.6394, 0.5476, 0.6616이고, EGARCH모형에서는 0.9136,

계적으로 유의하게 나타났다. 하지만, TGARCH모형의 추정계수를 <표 8>과 비교해보면, <표 12>의 경우 당일 거래량이 조건부 분산방정식에 포함되었지만, (α₁+β₁)이 코스닥 하위 기업을 대상으로 한 분석에서 전제기간과, 금융위기 이전의 기간에서는 더 큰 값으로 나타났다. 금융위기 이후는 더 작은 값으로 나타난 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 전제기간과 금융위기 이전의 기간에 대해서는 조건부 분산방정식에 거래량이 포함된 경우 변동성 지속성이 사라진다고 주장하는 Lamoureux and Lastapes(1990)의 결론과 반대되는 결론이나, 금융위기 이후의 기간에서는 동일한 결론으로 나타났다.

<표 12> 당일 거래량 변수가 포함된
코스닥 하위기업의 표준적인 비대칭적 변동성모형의 추정 결과

$$h_t = \omega_0 + \omega_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 h_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \delta V_t$$
$$\ln(h_t) = \omega_0 + \omega_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \delta V_t$$

TGARCH(1,1)			EGARCH(1,1)		
변제기간	금융위기 전	금융위기 후	변제기간	금융위기 전	금융위기 후
C ₁	0.7028 (0.0481)***	0.3694 (0.0361)***	0.0968 (0.0126)***	-0.3417 (0.0176)***	-0.2603 (0.0207)***
α ₁	0.0356 (0.0375)***	0.1598 (0.0440)***	0.1705 (0.0325)***	0.2830 (0.0274)***	0.4406 (0.0395)***
β ₁	0.6946 (0.0203)***	0.3249 (0.0352)***	0.7461 (0.0185)***	0.9061 (0.006)***	0.8220 (0.0221)***
λ ₁	0.2425 (0.0454)***	0.2786 (0.0545)***	0.0988 (0.0401)***	-0.1369 (0.0137)***	-0.1812 (0.0190)***
δ	0.0508 (0.0052)***	0.0212 (0.0017)***	0.0109 (0.0024)***	0.0237 (0.0011)***	0.0142 (0.0018)***
Q(19)	14.6350 [0.1010]	1.2052 [0.9990]	6.0486 [0.7350]	3.2712 [0.9480]	0.9833 [0.9990]
ARCH(6)	1.7512 [0.1055]	0.1687 [0.9853]	0.6344 [0.6512]	0.3912 [0.8851]	0.8448 [0.9948]

주. 1. Q₁(19)는 표준잔차 제곱 시계열의 19차까지의 자기상관관계를 검정하기 위한 것임
2. ARCH(6)는 잔차의 ARCH특성의 유무를 검정하기 위한 검정통계량임
3. () 속의 수치는 표준편차, [] 속의 수치는 p-value임
4. ***, **, * : 1%, 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

그리고 변동성 비대칭성 계수인 λ₁의 추정치는 TGARCH모형과 EGARCH모형에서 각각 0.2425, 0.2786, 0.0988과 -0.1369, -0.1812, -0.1145으로 나타났다. <표 8>의 결과와 비교해보면, 당일 거래량을 조건부 분산방정식에 포함시켰을 경우 변동성의 비대칭성 효과가 금융위기 이후의 구간에서는 더 크게 추정되는 결과를 볼 수 있었으나, 전제기간과 금융위기 전 기간에 대해서는 더 작게 추정되는 결과를 볼 수 있다.

0.8274, 0.9605로 추정되었다. 두 추정치 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. TGARCH 모형의 추정계수를 <표 5>과 비교해보면, <표 13>의 경우 전일 거래량 변수가 조건부 분산방정식에 포함되었지만 (α₁+β₁)이 전체 구간에서 오히려 조금 더 큰 값으로 나타났다. 전제기간과 금융위기 이후에는 -0.1048이며 모두 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. TGARCH모형의 추정계수 <표 5> 결과와 비교해보면, 전 구간에서 거래량 변수를 조건부 분산 방정식에 포함시켰을 경우 비대칭성 효과가 감소하는 현상을 보였다. 또 <표 9>의 결과와 비교하면 당일 거래량보다 전일 거래량 변수가 포함된 경우에 전 구간에 걸쳐 비대칭성 효과가 더 많이 증가하는 것을 알 수 있다.

<표 14> 전일 거래량 변수가 포함된
코스닥 상위기업의 표준적인 비대칭적 변동성모형의 추정 결과

$$h_t = \omega_0 + \omega_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 h_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \delta V_t$$
$$\ln(h_t) = \omega_0 + \omega_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \delta V_{t-1}$$

TGARCH(1,1)			EGARCH(1,1)		
변제기간	금융위기 전	금융위기 후	변제기간	금융위기 전	금융위기 후
C ₁	0.1860 (0.0221)***	0.3555 (0.0580)***	0.1200 (0.0247)***	-0.1856 (0.0268)***	-0.1357 (0.0187)***
α ₁	0.1131 (0.0306)***	0.0943 (0.0272)***	0.1513 (0.0304)***	0.2707 (0.033)***	0.2922 (0.0261)***
β ₁	0.7285 (0.0191)***	0.6423 (0.0371)***	0.9447 (0.0029)***	0.9443 (0.007)***	0.9772 (0.0054)***
λ ₁	0.1884 (0.0284)***	0.3698 (0.0518)***	0.0948 (0.0409)***	-0.1151 (0.0137)***	-0.1965 (0.026)***
δ	-0.0054 (0.0019)***	0.0005 (0.0023)***	-0.0083 (0.0014)***	0.0014 (0.0023)***	0.0001 (0.0018)***
Q(19)	10.475 [0.2130]	7.7147 [0.5630]	8.7805 [0.4620]	9.8381 [0.5100]	9.7985 [0.3670]
ARCH(6)	0.7961 [0.5596]	1.1187 [0.3481]	0.4056 [0.8451]	0.4619 [0.4048]	1.5421 [0.1738]

주. 1. Q₁(19)는 표준잔차 제곱 시계열의 19차까지의 자기상관관계를 검정하기 위한 것임
2. ARCH(6)는 잔차의 ARCH특성의 유무를 검정하기 위한 검정통계량임
3. () 속의 수치는 표준편차, [] 속의 수치는 p-value임
4. ***, **, * : 1%, 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

<표 14>은 TGARCH모형과 EGARCH모형에 정보흐름의 대리변수로 전일 거래량을들 써며 하는 V_{t-1}을 포함시켜 추정한 결과이다. 전일 거래량 변화들이 변동성에 미치는 영향을 나타내는 추정치인 δ값이 코스닥 상위기업의 TGARCH모형에서는 전제기간에는 -0.0034, 금융위

기 이전에는 0.0005, 금융위기 이후에는 -0.0083이고 금융위기 이전의 기간을 제외하고는 음(-)의 값으로 나타났다. EGARCH모형에서는 전체기간에는 0.0014, 금융위기 이전에는 0.0001, 금융위기 이후에는 0.0018으로 양의 값으로 나타났다. 두 추정치에서 TGARCH모형의 금융위기 이전 기간과 EGARCH 모형에서는 모두 통계적 유의성을 나타내지 못하여 전일의 거래량이 많아지더라도 당일의 수익을 변동성에 영향을 주지 못한다는 결론을 얻게 되었으며, 이것은 로스닥 상위기업에 대해서는 금융위기 이전 기간의 경우 순차적 정보 도약가설이 타당하지 않다고 판단할 수 있다. 그러나 TGARCH모형하에서의 전체기간과 금융위기 이후의 기간에서는 통계적 유의성을 나타내어 전일의 거래량이 당일의 수익을 변동성에 영향을 주는 것으로 나타났다. 로스닥 시장이 금융위기 전 기간과는 달리 금융위기를 거치면서 순차적 정보 도약가설이 시장에 반영되었다고 판단된다.

β_1 의 크기는 TGARCH모형에서는 0.7285, 0.6433, 0.7647이고, EGARCH모형에서는 0.9445, 0.8588, 0.9772로 추정되었고, 두 추정치 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. TGARCH 모형의 추정결과를 <표 6>과 비교해보면, <표 14>의 경우 전일 거래량 변수가 조건부 분산방정식에 포함되어 $(a_1+\beta_1)$ 이 전체 기간과 금융위기 이전의 기간에서 오히려 조금 더 큰 값으로 나타난 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과도 조건부 분산방정식에 거래량이 포함된 경우 변동성 지속성이 사라진다고 주장한 Lamoureux and Lastapes(1990)의 결론과는 반대의 추정결과이다. 하지만 금융위기 이후에는 <표 6>의 값보다 적게 나타났으며 이것은 전일의 거래량이 조건부 분산방정식에 포함됨에 따라 변동성의 지속성이 사라진다고 주장한 Lamoureux and Lastapes(1990)의 결론과 같음을 나타낸다.

그리고 비대칭성 계수인 λ_1 의 추정치는 TGARCH모형에서는 전체기간에는 0.1884, 금융위기 이전에는 0.3698, 금융위기 이후에는 0.0948이고, EGARCH모형에서는 전체기간에는 -0.1151, 금융위기 이전에는 -0.1963, 금융위기 이후에는 -0.0836이며 모두 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. TGARCH모형의 추정치를 <표 6>의 결과와 비교해보면, 금융위기 이후의 기간을 제외하고는 전 기간에서 거래량 변수를 조건부 분산 방정식에 포함시켰을 경우 비대칭성 효과가 감소하는 현상을 보였다. 또 <표 10>의 결과와 비교하면 당일 거래량보다 전일 거래량 변수가 포함된 경우에 전 기간에 걸쳐 비대칭성 효과가 더 많이 증가하는 것을 알 수 있다

<표 15>는 TGARCH모형과 EGARCH모형에 정보효율의 대리변수로 전일 거래량들을 의미하는 V_{t-1} 을 포함시켜 추정한 결과이다. 전일 거래량 변화율이 변동성에 미치는 영향을 나타내는 추정치인 δ 값이 로스닥 중간 기업의 TGARCH모형에서는 전체기간에는 0.0023, 금융위기 이전의 기간에는 0.0037, 금융위기 이후에는 0.0119이며 양(+)의 값으로 나타났다. EGARCH모형에서는 전체기간에는 0.0057, 금융위기 이전에는 0.0041, 금융위기 이후에는

0.0117으로 양(+)의 값으로 나타났다. 두 추정치에서 TGARCH모형의 전체기간과 금융위기 이전 기간에서는 통계적 유의성을 나타내지 못하여 전일의 거래량이 많아지더라도 당일의 수익을 변동성에 영향을 주지 못한다는 결론을 얻게 되었으며, 이것은 로스닥 중간기업에 대해서는 금융위기 이전의 기간과 전체 기간의 경우 순차적 정보 도약가설이 타당하지 않다고 판단할 수 있다. 그러나 TGARCH모형하에서의 금융위기 이후의 기간과 EGARCH모형에서는 통계적 유의성을 나타내어 전일의 거래량이 당일의 수익을 변동성에 영향을 주는 것으로 나타났다. 로스닥 시장이 금융위기 전 기간과는 달리 금융위기를 거치면서 순차적 정보 도약가설이 시장에 반영되었다고 판단된다.

<표 15> 전일 거래량 변수가 포함된 로스닥 중간기업의 표준화된 비대칭적 변동성모형의 추정 결과

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \rho_{t-1}^2 + \lambda_1 \rho_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \delta V_{t-1}$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\rho_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left(\frac{\rho_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \delta V_{t-1}$$

	TGARCH(1.1)			EGARCH(1.1)		
	전제기간	금융위기 전	금융위기 후	전제기간	금융위기 전	금융위기 후
C ₀	0.2549 (0.0228)***	0.3147 (0.0451)***	0.0986 (0.0203)***	-0.2559 (0.0184)***	-0.3145 (0.0371)***	-0.1518 (0.0161)***
α_1	0.2469 (0.0285)***	0.2085 (0.0423)***	0.0960 (0.0238)***	0.2482 (0.0253)***	0.2667 (0.0302)***	0.2480 (0.026)***
β_1	0.5807 (0.0183)***	0.4850 (0.0228)***	0.8286 (0.0188)***	0.8948 (0.0093)***	0.9176 (0.0112)***	0.9628 (0.0086)***
λ_1	0.2122 (0.041)***	0.2619 (0.064)***	0.0918 (0.031)***	-0.1434 (0.0141)***	-0.2289 (0.0228)***	-0.1028 (0.0162)***
δ	0.0025 (0.0023)	0.0027 (0.0031)	0.0119 (0.003)***	0.0037 (0.0014)***	0.0041 (0.0022)***	0.0117 (0.0024)***
Q(9)	5.1530 (0.010)	1.5475 (0.9970)	8.9651 (0.5080)	2.7349 (0.9740)	0.9873 (1.0000)	7.2171 (0.0150)
ARCH(6)	0.7214 (0.0074)	0.2313 (0.9489)	1.2749 (0.2756)	0.3281 (0.8953)	0.0997 (0.9921)	1.2271 (0.2944)

주) 1. Q(9)는 표준편차 제곱 시계열의 9차까지의 자기상관관계를 검정하기 위한 것임
2. ARCH(6)는 전체 ARCH계열의 유무를 검정하기 위한 검정통계량임
3. () 속의 수치는 표준편차, | | 속의 수치는 p-value임
4. *, **, *** : 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

β_1 의 크기는 TGARCH모형에서는 0.5807, 0.4850, 0.8286이고, EGARCH모형에서는 0.8948, 0.8176, 0.9628로 추정되었고, 두 추정치 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. TGARCH 모형의 추정결과를 <표 7>과 비교해보면, <표 15>의 경우 전일 거래량 변수가 조건부 분산방정식에 포함되어 $(a_1+\beta_1)$ 이 전체 기간과 금융위기 이후의 기간에서 오히려 조금 더 큰 값으로 나타난 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과도 조건부 분산방정식에 거래량이 포함된 경우 변동성 지속성이 사라진다고 주장한 Lamoureux and Lastapes(1990)의 결론과는 반대의 추정결과이다. 하지만 금융위기 이전에는 <표 7>의 값보다 적게 나타났으며 이것은 전일의 거래량이 조건부 분산방정식에 포함됨에 따라 변동성의 지속성이 사라진다고 주장한

Lamoureux and Lastapes(1990)의 결론과 같음을 나타낸다.

그리고 비대칭성 계수인 λ_1 의 추정치는 TGARCH모형에서는 전체기간에는 0.3122, 금융위기 이전에는 0.5619, 금융위기 이후에는 0.0918이고, EGARCH모형에서는 전체기간에는 -0.1434, 금융위기 이전에는 -0.2228, 금융위기 이후에는 -0.1028이며 모두 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. TGARCH모형의 추정치를 <표 7>의 결과와 비교해보면, 금융위기 이후의 기간을 제외하고는 전 기간에서 거래량 변수를 조건부 분산 방정식에 포함시켰을 경우 비대칭성 효과가 증가하는 현상을 보였다. 또 <표 11>의 결과와 비교하면 당일 거래량보다 전일 거래량 변수가 포함된 경우에 금융위기 이후의 기간을 제외한 전 기간에 걸쳐 비대칭성 효과가 더 많이 증가하는 것을 알 수 있다.

<표 16>는 TGARCH모형과 EGARCH모형에 정보효율의 대리변수로 전일 거래량들을 의미하는 V_{t-1} 을 포함시켜 추정한 결과이다. 전일 거래량 변화율이 변동성에 미치는 영향을 나타내는 추정치인 δ 값이 로스닥 하위 기업에 TGARCH모형에서는 전체기간에는 -0.0402, 금융위기 이전의 기간에는 -0.0054, 금융위기 이후에는 0.0008이며, EGARCH모형에서는 전체기간에는 -0.0035, 금융위기 이전에는 -0.0039, 금융위기 이후에는 0.0016으로 나타났다. 두 추정치에서 전체기간을 제외하고 나머지 구간에서는 통계적 유의성을 나타내지 못하여 전일의 거래량이 많아지더라도 당일의 수익을 변동성에 영향을 주지 못한다는 결론을 얻게 되었으며, 이것은 로스닥 하위 기업에 대해서는 금융위기 이전의 기간과 금융위기 이후의 기간의 경우 순차적 정보 도약가설이 타당하지 않다고 판단할 수 있다.

β_1 의 크기는 TGARCH모형에서는 0.6733, 0.3914, 0.7266이고, EGARCH모형에서는 0.8532, 0.6931, 0.9430으로 추정되었고, 두 추정치 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. TGARCH 모형의 추정결과를 <표 8>과 비교해보면, <표 16>의 경우 전일 거래량 변수가 조건부 분산방정식에 포함되어 $(a_1+\beta_1)$ 이 전체 기간과 금융위기 이전의 기간에서 오히려 조금 더 큰 값으로 나타난 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과도 조건부 분산방정식에 거래량이 포함된 경우 변동성 지속성이 사라진다고 주장한 Lamoureux and Lastapes(1990)의 결론과는 반대의 추정결과이다. 하지만 금융위기 이후에는 <표 8>의 값보다 적게 나타났으며 이것은 전일의 거래량이 조건부 분산방정식에 포함됨에 따라 변동성의 지속성이 사라진다고 주장한 Lamoureux and Lastapes(1990)의 결론과 같음을 나타낸다.

그리고 비대칭성 계수인 λ_1 의 추정치는 TGARCH모형에서는 전체기간에는 0.2525, 금융위기 이전에는 0.5689, 금융위기 이후에는 0.1304이고, EGARCH모형에서는 전체기간에는 -0.1173, 금융위기 이전에는 -0.2122, 금융위기 이후에는 -0.0944이며 모두 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. TGARCH모형의 추정치를 <표 8>의 결과와 비교해보면, 금융위기 이후의 기간에서 거래량 변수를 조건부 분산 방정식에 포함시켰을 경우 비대칭성 효과가 증가하는 현상을 보였다. 또 <표 12>의 결과와 비교하면 당일 거래량보다 전일 거래량 변수가 포

함됨 경우에 전 기간에 걸쳐 비대칭성 효과가 더 많이 증가하는 것을 알 수 있다.

<표 16> 전일 거래량 변수가 포함된 로스닥 하위기업의 표준화된 비대칭적 변동성모형의 추정 결과

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \rho_{t-1}^2 + \lambda_1 \rho_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \delta V_{t-1}$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\rho_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \lambda_1 \left(\frac{\rho_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \delta V_{t-1}$$

	TGARCH(1.1)			EGARCH(1.1)		
	전제기간	금융위기 전	금융위기 후	전제기간	금융위기 전	금융위기 후
C ₀	0.2474 (0.0476)***	0.4399 (0.038)***	0.1080 (0.0173)***	-0.2577 (0.0183)***	-0.2575 (0.0227)***	-0.2179 (0.0058)***
α_1	0.0997 (0.0235)***	0.2232 (0.0549)***	0.1179 (0.0205)***	0.4637 (0.0286)***	0.5504 (0.0467)***	0.2997 (0.0327)***
β_1	0.6753 (0.0272)***	0.3914 (0.0237)***	0.7266 (0.0266)***	0.8539 (0.0095)***	0.6931 (0.0250)***	0.9430 (0.0091)***
λ_1	0.2525 (0.037)***	0.3505 (0.0868)***	0.1304 (0.0448)***	-0.1173 (0.0153)***	-0.2192 (0.0278)***	-0.0944 (0.0189)***
δ	-0.0402 (0.009)***	-0.0054 (0.0028)	0.0008 (0.0023)	-0.0035 (0.0015)***	-0.0039 (0.0028)	0.0016 (0.0024)
Q(9)	3.2368 (0.0870)	1.1560 (0.9990)	5.5764 (0.7810)	1.3477 (0.9680)	0.4510 (1.0000)	7.3933 (0.3660)
ARCH(6)	0.2262 (0.9234)	0.1810 (0.9821)	0.6652 (0.6779)	0.1747 (0.9857)	0.0646 (0.9989)	0.8790 (0.5164)

주) 1. Q(9)는 표준편차 제곱 시계열의 9차까지의 자기상관관계를 검정하기 위한 것임
2. ARCH(6)는 전체 ARCH계열의 유무를 검정하기 위한 검정통계량임
3. () 속의 수치는 표준편차, | | 속의 수치는 p-value임
4. *, **, *** : 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

V. 결론

시장에 반영되는 투자자들의 의견과 기대는 시장에 유입되는 정보의 양과 질에 따라서 실시간으로 변화하며, 불확실성 또한 정보가 시장에 미치는 영향에 의해 변동하게 될 것이다. 즉 새로운 정보의 유입은 주식수익률과 거래에 있어 더 큰 변동성을 가져오게 되는 것이다. 이러한 관점에서 본 연구는 2005년 1월부터 2011년 12월까지의 로스닥 지수 수익률과 거래량 자료를 사용하여 기업규모에 따라서, 전체기간과 금융위기 전후의 기간으로 구분하여 수익을 변동성의 크기, 변동성의 비대칭성과 지속성에 미치는 영향을 TGARCH 모형과 EGARCH 모형을 이용하여 분석하였다.

실증분석에서 얻은 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 로스닥 시장은 수익률의 변동성에는 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났다. 즉 로스닥 지수, 기업규모의 구분과 금융위기 전후의 구분에 상관없이 좋은 뉴스가 발생할 때보다 나쁜 뉴스가 발생할 때 변동성이 더 크게 증가하였다.

둘째, 주식 수익률과 거래량간의 관계를 당일 거래량과 전일 거래량으로 구분하여 분석한

결과, 당일 거래량을 반영한 변동성의 비대칭성 검증에서는 코스닥 지수와 상위기업의 경우 양(+)의 유의한 값으로 나타났다. 이는 거래량의 증가와 변동성의 증가가 함께 진행된다는 혼합분포가설을 지지하는 것으로 해석될 수 있다. 이와는 대조적으로 전일 거래량이 포함된 변동성 모형에서는 금융위기 이전의 기간에서는 추정치가 모두 통계적으로 유의하지 않아 순차적 정보도착 가설은 지지되지 못하였다. 코스닥 중간기업의 경우 당일 거래량을 반영한 변동성의 비대칭성 검증이 양(+)의 유의한 값으로 나타났으며, 금융위기 이후 코스닥의 중간 기업을 대상으로 거래량이 더욱 증가한 것으로 나타났다. 이와는 대조적으로 전일 거래량이 포함된 변동성 모형에서는 전체기간과 금융위기 이전의 기간에서는 추정치가 모두 통계적으로 유의하지 않아 순차적 정보도착 가설은 지지되지 못하였다. 그러나 금융위기 이후의 기간에서는 전일의 거래량이 당일의 수익을 변동성에 영향을 주는 것으로 나타나 금융위기를 거치면서 순차적 정보 도착가설이 시장에 반영되는 것을 알 수 있다. 코스닥 하위기업에 대한 당일 거래량을 반영한 변동성의 비대칭성 검증의 경우 양(+)의 유의한 값으로 나타나 혼합분포가설을 지지하지만, 거래량은 금융위기 전보다 금융위기 이후 더 많이 감소한 것으로 나타났다. 전일 거래량이 포함된 변동성 모형에서는 금융위기 이전의 기간과 금융위기 이후의 기간에서는 추정치가 모두 통계적으로 유의하지 않아 순차적 정보도착 가설은 지지되지 못하였다.

본 논문은 정보흐름의 대응변수인 거래량과 주식수익률의 변동성간의 관계를 비대칭적 변동성 모형에 포함하여 분석하였다. 또한 코스닥 시장을 구성하고 있는 기업을 상위기업, 중간기업, 하위기업으로 구분하여 기업 규모에 따라 구분하였고, 기간을 금융위기 전 후로 구분하여 수익률과 거래량에 따른 변동성간의 관계를 분석하였다.

본 연구에의 결과로 코스닥 지수와 상위기업의 경우 혼합분포가설을 지지하며 전일의 거래량을 포함한 경우 순차적 정보가설을 지지하지 않는 것으로 나타났다. 하지만 중간기업의 경우에는 금융위기 이전의 기간에서는 순차적 정보가설을 지지하지 않으나, 금융위기 이후에는 순차적 정보가설을 지지하는 것으로 나타나 금융위기를 거치면서 순차적 정보가설이 시장에 반영되는 것을 알 수 있다. 또한 하위 기업의 경우에는 당일 거래량을 반영 시 혼합분포가설을 지지하지만, 전일 거래량을 포함한 경우 금융위기 이전의 기간과 금융위기 이후의 기간 모두 순차적 정보도착 가설을 지지하지 못하였다.

기업의 규모에 따라서 그리고 금융위기 이전과 이후의 기간에 의해 순차적 정보가설의 지지 여부와 혼합분포가설의 지지 여부를 실증적으로 입증하였고, 거래량이 GARCH요소를 사라지게 하지 않았으므로 코스닥시장에서 거래량이 좋은 대리변수라고 볼 수 없다는 실증적 증거를 제시하였다는데서 그 의미를 찾을 수 있다.

이 논문의 실증분석 결과의 한계는 좀 더 정교한 실증모형과 방법론의 연구가 필요하고, 그리고 거래량이 정보 흐름의 대응변수로 좋은 대리변수라고 볼 수 없으므로, 코스닥 시장에

서 주식수익률의 변동성에 큰 영향을 미칠 수 있는 정보 흐름의 대응변수에 대한 연구가 앞으로 좀 더 필요하다고 본다.

Reference

- 김성아, 김영재(2008), "KOSPI200 선물의 수익률 변동성과 거래량의 관계-TGARCH 모형을 이용 하여", 산업경제연구, 제21권 제3호, 1161-1181.
- 한승철, 장승욱(2008), "정보량과 비대칭적 변동성에 관한 연구", 재무관리학회, 제25권 제1호, 109-140
- 한승철, 장승욱, 이소현(2006), "수익률의 변동성과 거래량에 대한 연구: 연속적 정보도착가설 vs. 혼합분포가설", 산업경제연구, 제14권, 19-33.
- 이지훈(2009), "거래량과 시장 변동성에 관한 연구", 산업경제연구, 제22권 제2호, 495-511.
- 홍경호(2009), "매당주가지수(KODI)의 거래량과 수익률간의 가격발견연구", 기업경영연구, 제16권 제2호, 277-286.
- Bohl, M.T. and Henke, H.(2003), "Trading Volume and Stock Market Volatility: The Polish Case," *International Review of Financial Analysis*, 12(5), 513-525.
- Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Brailsford, T.J.(1996), "The Empirical Relationship between Trading Volume, Returns and Volatility," *Accounting & Finance*, 36(1), 89-111.
- Copeland, T.E.(1976), "A Model of Asset Trading Under the Assumption of Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, 31(4), 1149-1168.
- Engle, R.F.(1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Eric, G. and Rita, B.(2007), "Trading Volume and Market Volatility : Developed Versus Emerging Stock Markets," *The Financial Review*, 42, 429-459.
- Girard, E. and Biswas, R.(2007), "Trading Volume and Market Volatility: Developed versus Emerging Stock Markets," *Financial Review*, 42(3), 429-459.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D.E.(1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Harris, L.(1986), "Cross-Security Test of the Mixture of Distribution Hypotheses," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 21, 39-46.
- Lamoureux, C.G. and Lastrapes, W.D.(1990), "Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects," *Journal of Finance*, 45(1), 221-229.
- Phylaktis, K. and Kavussanos, M.G.(1996), "Stock Prices and the Flow of Information in the Athens Stock Exchange," *European Financial Management*, 2(1), 113-126.

- Saatcioglu, K. and L.T. Starks(1998), "The Stock Price-Volume Relationship in emerging Stock Markets: The case of Latin America," *International Journal of Forecasting*, 14, 215-226.
- Sahri, N.R.(2004), "Stock Return Volatility and Market Crisis in Emerging Economies," *Review of Accounting and Finance*, 3, 59-76.
- Silvapulle, P. and J.S Choi(1999), "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume relation : Korean Evidence," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 39, 59-76.
- Pyun, C.S., Lee, S.Y. and Nam, K.(2000), "Volatility and Information Flows in Emerging Equity Market: A Case of the Korean Stock Exchange," *International Review of Financial Analysis*, 9(4), 405-420.
- Wang, P., Wang, P. and Liu, A.(2005), "Stock Return Volatility and Trading Volume: Evidence from the Chinese Stock Market," *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 3(1), 39-54.