

기업규모 주가지수의 비대칭적 변동성에 관한 연구

An Examination on Asymmetric Volatility of Firm Size Stock Indices

이민규*, 이상구**

부산대학교 경영연구소*, 부산가톨릭대학교 병원경영학과**

Minkyu Lee(astromkl@pusan.ac.kr)*, Sang Goo Lee(g2409@cup.ac.kr)**

요약

주식시장의 변동성은 정보의 유형에 따라 다르게 반응한다. 호재(good news)로 인한 예기치 못한 양의 수익률에 비해 악재(bad news)로 인한 예기치 못한 음의 수익률에 더 크게 반응하는 비대칭적 변동성이 존재한다는 것이다. 본 연구에서는 한국거래소(KRX)에서 발표하는 KOSPI, 대형주, 중형주, 소형주 지수를 대상으로 정보 유형에 따라 각 지수의 변동성에 미치는 영향이 비대칭적인지를 MA-GJR 모형과 MA-EGARCH 모형을 사용하여 비교분석하였다. 분석결과, 변동성 추정 모형에 관계없이 모든 지수에서 변동성의 비대칭적인 반응이 존재함을 확인할 수 있었고 소형주 변동성이 대형주 변동성보다 유리한 정보에 비해 불리한 정보에 더 크게 반응하는 것으로 나타났다. 또한 이러한 결과는 표본기간을 글로벌 금융위기 전후로 구분한 분석에서도 강건하게 관찰되었다.

■ **중심어** : | 비대칭적 변동성 | 조건부 변동성 | 기업규모 | 주가지수 | GARCH 모형 |

Abstract

The volatility in the stock market responds differently to information types. That is, the asymmetric volatility exists in the stock market which responds more to unexpected negative returns due to bad news than unexpected positive returns due to good news. This paper examines the asymmetric response of the volatility of KOSPI, large-cap, middle-cap, and small-cap indices returns which is announced in Korea exchange (KRX) by using the MA-GJR model and the MA-EGARCH model. According to empirical analyses, it shows that the asymmetric response of volatility exists in all indices regardless of volatility estimation models and the degree of the asymmetric volatility response of the small-cap index returns is greater than that of the large-cap index returns. Moreover, this results also observed robustly during the period of both before and after the global financial crisis.

■ **keyword** : | Asymmetric Volatility | Conditional Volatility | Firm Size | Stock Index | GARCH Model |

I. 서론

1. 연구배경 및 목적

주식시장의 변동성은 위험을 의미하므로 위험과 수익률 간의 관계 분석을 기본으로 하는 재무론에서 변동성은 매우 중요한 변수이다. 변동성은 자산가격결정모

형, 옵션가격결정모형, 위험측정모형 등에서 폭넓게 이용되고 있다. 또한 최근에는 변동성 지수(volatility index: VIX)를 산출하여 주식시장 투자자 심리의 측도로 사용되고 있기도 하다.

French and Roll(1986)은 주식시장의 변동성은 정보와 높은 관련이 있다고 하였고 Ross(1989)는 변동성은 정보흐름의 측정치라고 하였다. 정보가 주식의 기대수익률에 영향을 주고 이러한 영향이 주가를 변화시킨다. 그런데 주식시장의 변동성이 정보의 유형에 따라 다르게 반응한다는 것은 잘 알려진 사실이다. 다시 말해서 변동성은 호재(good news)로 인한 예기치 못한 양의 수익률에 비해 악재(bad news)로 인한 예기치 못한 음의 수익률에 더 크게 반응한다는 것이다. 이와 같이 주식시장에서 나타나는 비대칭적 변동성(asymmetric volatility)에 대해 Black(1976)은 부채효과(leverage effect)로 설명하였다. 어떤 주식의 가격이 하락하여 시장가치가 감소하는 경우 그 주식의 부채비율은 증가하므로 이에 따라 위험이 증가하여 변동성이 더욱 커지게 된다는 것이다.

변동성은 항상 같은 값을 갖지 않고 시간에 따라 변화하는데 이러한 속성은 Engle(1982)에 의해 처음으로 모형화 되었다. 이 ARCH 모형은 조건부 변동성을 구하는 모형으로서 이후의 변동성에 관한 연구에 큰 영향을 미쳤다. Bollerslev(1986)는 ARCH 모형의 시차가 크게 설정되는 문제를 해결하기 위하여 ARCH 모형에 조건부 변동성의 과거 시차항을 추가하여 일반화한 GARCH 모형을 제안하였다. 상대적으로 적은 모수만을 추정하는 GARCH 모형은 변동성을 계산하는 유용한 모형으로서 널리 쓰이고 있다. 그러나 GARCH 모형은 조건부 변동성이 정보의 유형과는 무관하게 대칭적으로 반응한다는 가정 하에 설정된 모형이다. 이에 따라 비대칭적 변동성을 모형에 반영할 필요성이 제기되었고 GARCH 모형을 일부 수정하여 비대칭적 변동성을 반영하는 모형들이 발표되게 되었다. 이러한 형태에 관한 대표적인 모형에는 Nelson(1991)에 의해 제안된 EGARCH 모형과 Glosten et al.(1993)에 의해 제안된 GJR 모형이 있다. Nelson(1991)과 Glosten et al.(1993)은 각각 그들의 모형을 이용하여 미국주식시장을 대

으로 분석한 결과 비대칭적 변동성이 존재함을 확인하였다. 감형규 외 2인(2007)은 한국주식시장의 산업지수를 대상으로 EGARCH 모형과 GJR 모형으로 분석한 바, 산업지수에 따라 변동성의 비대칭 정도가 다르게 나타난다고 주장하였다. 그런데 주식시장에서는 기업 규모에 따라 수익률 행태가 상이하게 나타나는 이른바 규모효과가 분명하게 관찰된다[7]. 또한 투자금액이 상대적으로 적은 개인 투자자는 중소형주를 선호하고 투자금액이 상대적으로 큰 기관과 외국인 투자자는 대형주를 선호하는 경향이 있다[4]. 기업규모에 따라 다르게 나타나는 수익률 행태와 투자자 유형은 기업규모별 주가지수 변동성의 비대칭적 반응의 정도도 다르게 나타날 것이라고 추측할 수 있으며 이에 대한 연구는 비대칭적 변동성에 대한 보다 심도 있는 정보를 제공해 줄 수 있을 것이다. 이에 본 연구에서는 기업규모별 주가지수의 비대칭적 변동성을 연구하고자 한다.

2. 선행연구

Bollerslev(1986)는 Engle(1982)의 ARCH 모형을 일반화한 GARCH 모형을 제안하였고 이 GARCH 모형은 비교적 적은 수의 모수만을 추정하는 것으로 조건부 변동성을 계산할 수 있어서 널리 사용되고 있다. 한상일(2013)은 원-달러 환율의 변동성을 추정하는데 옵션 모형과 더불어 GARCH 모형을 사용하였다. Black(1976)이 부채효과로 주식시장의 비대칭적 변동성을 설명한 이후로 이에 대한 연구도 활발하게 진행되어 왔다. Nelson(1991)은 미국주식시장을 대상으로 EGARCH 모형을 사용하여 예기치 못한 수익률과 조건부 변동성 간의 비대칭적 관계를 나타내는 변수가 유의적인 의미 값을 갖는 것을 보였다. Glosten et al.(1993)은 미국주식시장을 대상으로 GJR 모형을 사용하여 분석한 결과 예기치 못한 음의 수익률은 변동성을 증가시키는데 반해 예기치 못한 양의 수익률은 변동성을 감소시키는 결과를 보고하였다.

국내의 많은 연구에서도 주식시장의 비대칭적 변동성을 분석하였다. 이윤선(1996)은 한국주식시장을 대상으로 GARCH 모형, EGARCH 모형, GJR 모형 등을 사용하여 분석한 결과 한국주식시장에는 비대칭적 변동

성이 존재하며 비대칭적 변동성 모형 중에서는 EGARCH 모형에 비해 GJR 모형이 우수하다고 결론 내렸다. 옥기울(1997)은 미국, 일본, 영국, 프랑스의 선진형 주식시장과 한국, 말레이시아, 멕시코, 태국의 성장형 주식시장을 대상으로 GJR 모형을 사용하여 분석한 결과 선진형 주식시장에서 뿐만 아니라 성장형 주식시장에서도 예기치 못한 음의 수익률이 예기치 못한 양의 수익률에 비해 변동성을 더 증가시킨다고 주장하였다. 감형규 외 2인(2007)은 한국주식시장의 산업지수를 대상으로 EGARCH 모형과 GJR 모형으로 분석한 결과 통신업에서는 악재가 호재에 비해 변동성을 더 증가시키는 반면 전기가스업에서는 호재가 악재에 비해 변동성을 더 증가시킨다는 결과를 보고하였으며 이와 같이 변동성의 비대칭적 반응이 업종별로 다르게 나타나는 원인으로 업종별 시장에서의 상이한 투자자 심리를 거론하였다. 김세완(2009)은 한국주식시장을 대상으로 비대칭적 변동성이 경기변동에 따라 어떻게 변하는지 분석한 결과 비대칭적 변동성은 호황이 시작되기 직전에 약화된다고 주장하였다. 김중호 외 2인(2013)은 EGARCH 모형을 사용하여 규모별 주택가격의 변동성을 분석한 결과 소형 주택가격의 변동성이 중대형 주택가격의 변동성보다 높다고 주장하였다. 이리나, 이재득(2014)는 한국, 미국, 중국, 일본의 4개국 주식시장의 비대칭적 변동성을 서브프라임 사태로 촉발된 글로벌 금융위기 전후로 분석한 결과 다른 국가들과는 달리 중국 주식시장에서는 글로벌 금융위기 이후에서만 비대칭적 변동성이 관찰된다고 주장하였다.

본 연구에서는 산업의 차이가 비대칭적 변동성에 영향을 준다는 감형규 외 2인(2007)의 결과에서 한 걸음 더 나아가 기업규모별 주가지수의 비대칭적 변동성을 연구하고자 한다. 주식시장에는 규모가 작은 기업일수록 수익률이 높아지는 규모효과가 존재하며[7], 투자금액이 적은 개인 투자자는 중소형주를 선호하고 투자금액이 큰 기관과 외국인 투자자는 대형주를 선호한다[4]. 따라서 기업규모에 따라 다르게 나타나는 수익률 행태와 투자자 유형은 기업규모별 변동성의 비대칭적 반응의 정도도 다르게 나타날 것이라고 추측할 수 있다.

표 1. 선행연구 결과 요약

연구자	연구결과
Black(1976)	비대칭적 변동성을 부채효과로 설명
Engle(1982)	이분산성을 고려한 조건부 변동성 모형(ARCH 모형) 제안
Bollerslev (1986)	ARCH 모형을 일반화한 모형(GARCH 모형)제안
Nelson(1991)	비대칭 변동성 모형(EGARCH 모형) 제안
Glosten et al. (1993)	비대칭 변동성 모형(GJR 모형) 제안
이윤선(1996)	한국주식시장에는 비대칭적 변동성이 존재하며 EGARCH 모형에 비해 GJR 모형이 우수하다고 주장
감형규 외 2인 (2007)	한국주식시장에서의 비대칭적 변동성은 산업에 따라 다르게 나타난다고 주장
김중호 외 2인 (2013)	소형 주택가격의 변동성이 중대형 주택가격의 변동성보다 높다고 주장
이리나, 이재득 (2014)	중국 주식시장에서는 글로벌 금융위기 이후에서만 비대칭적 변동성이 관찰된다고 주장

II. 자료와 분석모형

1. 자료

본 연구에서는 기업규모에 따른 변동성의 비대칭적 반응의 차이를 관찰하기 위하여 한국거래소에서 발표하는 KOSPI, 대형주, 중형주, 소형주 주가지수를 표본으로 선정하였다. 분석기간은 기업규모별 주가지수가 제공되기 시작한 2000년 1월 4일부터 2015년 12월 30일까지이다. 주식수익률은 당일의 종가(P_t)를 전일의 종가(P_{t-1})로 나누고 자연대수를 취한 값을 사용하였다.

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (1)$$

[그림 1-그림 4]는 분석에 사용한 각 주가지수의 가격 움직임을 나타내고 있다.

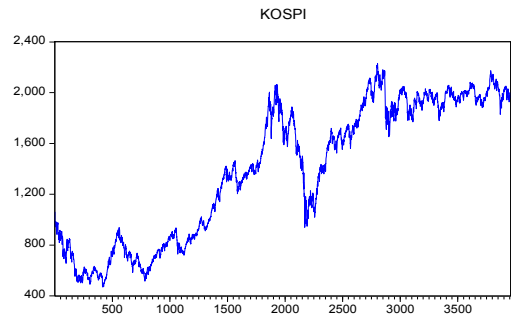


그림 1. KOSPI 지수의 가격 그래프

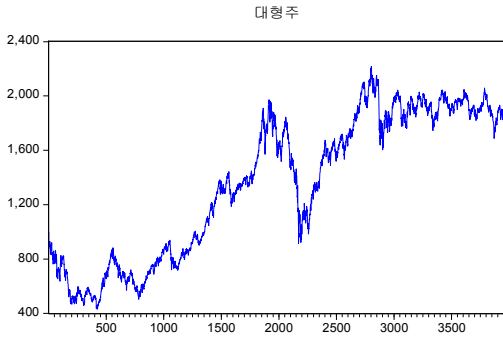


그림 2. 대형주 지수의 가격 그래프



그림 3. 중형주 지수의 가격 그래프

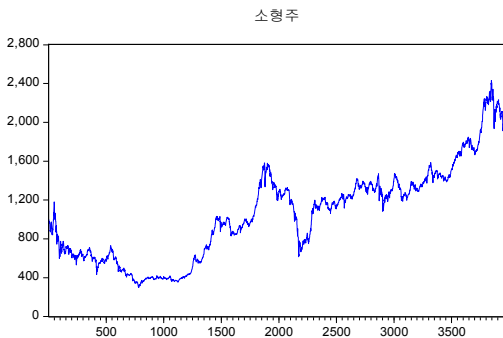


그림 4. 소형주 지수의 가격 그래프

2. 분석모형

정보유형에 대한 변동성의 비대칭적 반응을 분석하는 모형에는 대표적으로 Nelson(1991)의 EGARCH 모형, Glosten et al.(1993)의 GJR 모형이 있다. Engle and Ng(1993)에 의하면 EGARCH 모형은 조건부 변동성을 지나치게 크게 추정하는 경향이 있고 이에 따라

EGARCH 모형으로 계산된 조건부 변동성은 주가의 큰 움직임이 있을 때 심각하게 왜곡될 수 있다고 하였다. 본 연구의 분석기간에는 주가가 급격하게 변한 글로벌 금융위기 기간이 포함되어 있으므로 GJR 모형의 결과를 중심으로 이용하고 EGARCH 모형의 결과는 참고적으로 이용하고자 한다. 한편, 본 연구에 사용된 분석 모형은 현재의 수익률과 변동성을 설명하기 위한 변수로 자신의 과거 수익률과 변동성만을 이용하는 한계점을 가진다.

예기치 못한 주식수익률의 자기상관을 조정하기 위하여 GJR 모형과 EGARCH 모형에 이동평균(moving average: MA)을 추가하였고 최적의 차수를 선정하기 위하여 Akaike(1976)와 Schwartz(1978)의 기준을 이용하였다. 이 기준을 따라서 모형의 간결성(parsimony) 관점에서 MA(1)-GJR(1,1) 모형과 MA(1)-EGARCH(1,1) 모형이 분석모형으로 채택되었다.

먼저 MA(1)-GJR(1,1) 모형은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \tag{2}$$

$$\epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \gamma_0 + \gamma_1 h_{t-1} + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_D S_{t-1}^- \epsilon_{t-1}^2$$

$$\text{이때, } S_{t-1}^- = \begin{cases} 1, & \epsilon_{t-1} < 0 \\ 0, & \epsilon_{t-1} \geq 0 \end{cases}$$

MA(1)-GJR(1,1) 모형에서 R_t 는 t 시점의 일별수익률이고, Ω_{t-1} 은 $t-1$ 기에서 획득할 수 있는 모든 정보 집합이다. $\epsilon_t, \epsilon_{t-1}$ 은 각 시점의 새로운 정보 집합이라고 할 수 있다. 이때 양의 값을 갖는 $\epsilon_t, \epsilon_{t-1}$ 는 예기치 못한 주가 상승, 다시 말해서 유리한 정보를 의미하고, 음의 값을 갖는 $\epsilon_t, \epsilon_{t-1}$ 는 예기치 못한 주가 하락, 다시 말해서 불리한 정보를 의미한다. h_t 는 조건부 분산을 나타낸다. S_{t-1}^- 는 정보의 비대칭성을 모형화하기 위하여 사용하는 더미변수(dummy variable)로서, $t-1$ 기의 잔차, ϵ_{t-1} 이 음의 값이면 1, 양의 값이면 0이 된다. 따라서 더미변수에 대한 계수, α_D 가 양의 값을 갖는다면, $t-1$ 기의 불리한 정보가 유리한 정보에 비해

조건부 변동성을 더 증가시키는 것을 의미한다.

다음으로 MA(1)-EGARCH(1,1)모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$\ln(h_t) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(h_{t-1}) + \omega \frac{\epsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \lambda \frac{|\epsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}}$$

MA(1)-EGARCH(1,1) 모형에서 $\epsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$ 는 이에 대한 계수값 ω 가 음의 값을 가질 경우 $t-1$ 기의 잔차, ϵ_{t-1} 에 대해 비대칭적으로 작용하게 된다. 즉, ω 가 음의 값이면 불리한 정보가 유리한 정보에 비해 조건부 변동성을 더 증가시키게 된다.

III. 실증분석

1. 기술통계량

분석에 사용한 KOSPI, 대형주, 중형주, 소형주 지수의 수익률에 대한 기술통계량은 [표 2]에 나타나 있다. 2000년 1월 4일부터 2015년 12월 30일까지의 분석기간 동안의 총 관측치수는 3956개이다. 대형주 지수의 수익률 평균은 0.000154로서 KOSPI 지수의 수익률 평균인 0.000156과 비슷하다. 반면 중형주와 소형주 지수의 수익률 평균은 각각 0.000250, 0.000181로서 대형주의 수익률 0.000154보다 높은 것으로 나타나 규모효과를 확인할 수 있다. 모든 지수에서 음의 왜도를 갖는 것으로 나타났고 첨도는 3보다 큰 값을 가져서 중앙이 뾰족하고(leptokurtic) 꼬리가 두터운(fat tail) 분포를 형성하고 있음을 알 수 있다. 분포의 정규성을 검정하는 Bera-Jarque 통계량에서도 모든 지수에서 정규분포 가설이 1% 수준에서 기각되는 것으로 나타났다.

표 2. 주가지수 수익률의 기술통계량

구분	KOSPI	대형주	중형주	소형주
관측치 수	3956	3956	3956	3956
평균	0.000156	0.000154	0.000250	0.000181
표준편차	0.016026	0.016734	0.015684	0.014442
왜도	-0.559404	-0.444003	-1.098994	-1.567952
첨도	9.015792	8.540361	12.075163	15.543690
Bera-Jarque 통계량	6171.60*	5189.64*	14371.77*	27556.52*

주: *는 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

2. 단위근 검정

변동성의 추정에 사용한 각 지수의 수익률 자료가 안정적인 시계열인지를 확인하기 위하여 단위근(unit root) 검정을 실시하였다. 단위근을 검정하는 대표적인 방법인 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정을 실시한 결과는 [표 3]에 나타나 있다. 검정 결과 모든 지수의 수익률에서 ADF 검정과 PP 검정의 통계량이 1% 수준에서 유의한 것으로 나타나 모든 지수는 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열임을 확인하였다.

표 3. 주가지수 수익률의 단위근 검정

구분	KOSPI	대형주	중형주	소형주
ADF 검정	-61.4341*	-61.8334*	-32.4954*	-28.2116*
PP 검정	-61.5320*	-62.0481*	-57.4498*	-54.9518*

주: *는 Mackinnon(1996)에 따라 1% 수준에서 유의함.

3. 변동성 추정

기업규모 주가지수에서 주식시장의 정보 유형에 따라 각 지수의 변동성에 미치는 영향이 비대칭적인지를 비교분석하기 위하여 MA(1)-GJR(1,1) 모형과 MA(1)-EGARCH(1,1) 모형을 사용한다. 각 모형의 모수를 추정하기 위해 최우추정법(maximum likelihood estimate)을 사용하였고 최우추정치는 Berndt et al.(1974)의 BHHH 알고리즘을 이용하여 계산하였다.

MA(1)-GJR(1,1) 모형의 변동성 추정 결과는 [표 4]에 나타나 있다. MA(1)의 계수인 β_1 은 KOSPI에서는

5% 수준에서 유의하였으나 대형주에서는 10% 수준에서 유의하였고 중형주와 소형주에서는 1% 수준에서 유의하여 소규모 지수에서 더욱 유의한 것으로 나타났다. 변동성의 비대칭적 반응을 의미하는 계수, α_D 는 모든 지수에서 1% 수준에서 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 따라서 모든 지수에서 변동성의 비대칭적인 반응이 존재함을 확인할 수 있다. α_D 의 크기는 소형주(0.159351)에서 가장 크고 대형주(0.081200)와 중형주(0.081200)는 비슷한 값을 가졌다. 이는 소형주 변동성이 대형주 변동성보다 유리한 정보에 비해 불리한 정보에 더 크게 반응한다는 것을 의미한다.

표 4. MA(1)-GJR(1,1) 모형을 이용한 변동성 추정

구분	KOSPI	대형주	중형주	소형주
β_0	0.000242 (0.183)	0.000201 (0.289)	0.000479 (0.015)	0.000655 (0.000)
β_1	0.038268 (0.033)	0.029547 (0.096)	0.115735 (0.000)	0.194198 (0.000)
γ_0	0.000002 (0.000)	0.000002 (0.000)	0.000002 (0.000)	0.000004 (0.000)
γ_1	0.918477 (0.000)	0.927079 (0.000)	0.892035 (0.000)	0.797426 (0.000)
α	0.026785 (0.000)	0.023404 (0.000)	0.060783 (0.000)	0.119735 (0.000)
α_D	0.093646 (0.000)	0.084220 (0.000)	0.081200 (0.000)	0.159351 (0.000)
우도 함수값	11569.28	11376.44	11724.11	12232.82

주: 괄호 안의 수치는 계수값의 유의수준을 의미함.

MA(1)-EGARCH(1,1) 모형의 변동성 추정 결과는 [표 5]에 나타나 있다. MA(1)의 계수인 β_1 은 KOSPI에서는 5% 수준에서 유의하였으나 대형주에서는 유의하지 않았고 중형주와 소형주에서는 1% 수준에서 유의하여 MA(1)-EGARCH(1,1) 모형에서도 소규모 지수에서 더욱 유의한 것으로 나타났다. 변동성의 비대칭적 반응을 의미하는 계수, ω 는 모든 지수에서 1% 수준에서 유의한 음의 값을 갖는 것으로 나타났다. MA(1)-EGARCH(1,1) 모형에서도 마찬가지로 모든 지수에서 변동성의 비대칭적인 반응이 존재함을 확인할 수 있다. ω 의 절대적 크기는 소형주(-0.086280)에서 가장 크고 중형주(-0.066729), 대형주(-0.066696)순이었다. 이는

MA(1)-EGARCH(1,1) 모형으로 추정된 결과에서도 소형주 변동성이 대형주 변동성보다 유리한 정보에 비해 불리한 정보에 더 크게 반응한다는 것을 나타낸다.

표본기간을 2008년 9월 30일 기준으로 글로벌 금융위기 전(2153개 관측치)과 글로벌 금융위기 후(1803개 관측치)로 구분하여 분석한 결과는 [표 5-표 8]에 나타나 있다. 글로벌 금융위기 전후 기간의 분석결과에서도 전체기간에서의 그것과 마찬가지로 분석모형에 상관없이 소형주 변동성이 대형주 변동성보다 유리한 정보에 비해 불리한 정보에 더 크게 반응하는 것으로 나타났다.

표 5. MA(1)-EGARCH(1,1) 모형을 이용한 변동성 추정

구분	KOSPI	대형주	중형주	소형주
β_0	0.000185 (0.298)	0.000146 (0.424)	0.000442 (0.021)	0.000557 (0.003)
β_1	0.025963 (0.033)	0.016937 (0.126)	0.109203 (0.000)	0.200140 (0.000)
γ_0	-0.234194 (0.000)	-0.206112 (0.000)	-0.305867 (0.000)	-0.511923 (0.000)
γ_1	0.986920 (0.000)	0.988710 (0.000)	0.983279 (0.000)	0.967329 (0.000)
ω	-0.072551 (0.000)	-0.066696 (0.000)	-0.066729 (0.000)	-0.086280 (0.000)
λ	0.157563 (0.000)	0.142523 (0.000)	0.208901 (0.000)	0.294957 (0.000)
우도 함수값	11575.51	11379.13	11733.83	12233.43

주: 괄호 안의 수치는 계수값의 유의수준을 의미함.

표 6. MA(1)-GJR(1,1) 모형(글로벌 금융위기 이전)

구분	KOSPI	대형주	중형주	소형주
β_0	0.000668 (0.039)	0.000643 (0.051)	0.000968 (0.006)	0.000778 (0.009)
β_1	0.055795 (0.028)	0.042609 (0.091)	0.132688 (0.000)	0.201467 (0.000)
γ_0	0.000006 (0.000)	0.000004 (0.000)	0.000011 (0.000)	0.000007 (0.000)
γ_1	0.883282 (0.000)	0.901464 (0.000)	0.822843 (0.000)	0.779975 (0.000)
α	0.034542 (0.000)	0.035733 (0.000)	0.060122 (0.000)	0.128618 (0.000)
α_D	0.127986 (0.000)	0.099529 (0.000)	0.159336 (0.000)	0.190727 (0.000)
우도 함수값	5853.30	5766.34	5936.90	6290.42

주: 괄호 안의 수치는 계수값의 유의수준을 의미함.

표 7. MA(1)-GJR(1,1)(글로벌 금융위기 이후)

구분	KOSPI	대형주	중형주	소형주
β_0	-0.000026 (0.009)	-0.000077 (0.072)	0.000218 (0.033)	0.000544 (0.022)
β_1	0.009342 (0.070)	0.005598 (0.081)	0.097052 (0.000)	0.183023 (0.000)
γ_0	0.000001 (0.000)	0.000001 (0.000)	0.000002 (0.000)	0.000003 (0.000)
γ_1	0.943709 (0.000)	0.949523 (0.000)	0.909604 (0.000)	0.825644 (0.000)
α	0.016004 (0.048)	0.016992 (0.021)	0.019708 (0.027)	0.072796 (0.000)
α_D	0.114100 (0.000)	0.107745 (0.000)	0.099611 (0.000)	0.130466 (0.000)
우도 함수값	5746.34	5635.85	5825.51	5965.03

주: 괄호 안의 수치는 계수값의 유의수준을 의미함.

표 8. MA(1)-EGARCH(1,1) 모형(글로벌 금융위기 이전)

구분	KOSPI	대형주	중형주	소형주
β_0	0.000595 (0.065)	0.000586 (0.068)	0.000949 (0.005)	0.000632 (0.038)
β_1	0.039934 (0.083)	0.023032 (0.035)	0.116392 (0.000)	0.207007 (0.000)
γ_0	-0.419263 (0.000)	-0.341760 (0.000)	-0.627595 (0.000)	-0.631603 (0.000)
γ_1	0.967556 (0.000)	0.975235 (0.000)	0.947897 (0.000)	0.953418 (0.000)
ω	-0.100187 (0.000)	-0.083302 (0.000)	-0.093214 (0.000)	-0.106484 (0.000)
λ	0.194505 (0.000)	0.179196 (0.000)	0.252882 (0.000)	0.316306 (0.000)
우도 함수값	5862.43	5772.86	5947.90	6290.93

주: 괄호 안의 수치는 계수값의 유의수준을 의미함.

표 9. MA(1)-EGARCH(1,1) 모형(글로벌 금융위기 이후)

구분	KOSPI	대형주	중형주	소형주
β_0	0.000010 (0.096)	-0.000068 (0.075)	0.000197 (0.037)	0.000509 (0.025)
β_1	0.005458 (0.082)	0.004495 (0.085)	0.093355 (0.000)	0.186997 (0.000)
γ_0	-0.151163 (0.000)	-0.136023 (0.000)	-0.252719 (0.000)	-0.479649 (0.000)
γ_1	0.990882 (0.000)	0.991629 (0.000)	0.985700 (0.000)	0.968822 (0.000)
ω	-0.074918 (0.000)	-0.074249 (0.000)	-0.069512 (0.000)	-0.087360 (0.000)
λ	0.086622 (0.000)	0.077572 (0.000)	0.151428 (0.000)	0.239697 (0.000)
우도 함수값	5742.72	5632.57	5825.43	5969.55

주: 괄호 안의 수치는 계수값의 유의수준을 의미함.

IV. 결론

주식시장의 변동성은 정보의 유형에 따라 다르게 반응한다. 호재(good news)로 인한 예기치 못한 양의 수익률에 비해 악재(bad news)로 인한 예기치 못한 음의 수익률에 더 크게 반응하는 비대칭적 변동성이 존재한다는 것이다.

본 연구에서는 한국거래소에서 발표하는 KOSPI, 대형주, 중형주, 소형주 지수를 대상으로 정보 유형에 따라 각 지수의 변동성에 미치는 영향이 비대칭적인지를 MA(1)-GJR(1,1) 모형과 MA(1)-EGARCH(1,1) 모형을 사용하여 비교분석하였다.

분석결과, 변동성 추정 모형에 관계없이 모든 지수에서 변동성의 비대칭적인 반응이 존재함을 확인할 수 있었고 소형주 변동성이 대형주 변동성보다 유리한 정보에 비해 불리한 정보에 더 크게 반응하는 것으로 나타났다. 또한 이러한 결과는 글로벌 금융위기 기간을 구분한 분석에서도 강건하게 관찰되었다

향후 연구에서는 기업규모와 함께 주식수익률을 설명하는 중요한 요인인 장부가/시가 변수에 따라 산출한 주가지수의 비대칭적 변동성에 관한 분석도 필요할 것이다.

참고 문헌

- [1] 감형규, 신용재, 박형중, “한국 주식시장의 산업별 비대칭적 주가변동성에 관한 연구,” 기업경영연구, 제14권, 제1호, pp.99-112, 2007.
- [2] 김세완, “경기변동을 고려한 주식수익률과 변동성 관계의 변화: 비대칭 GARCH 모형을 이용하여,” 금융연구, 제23권, 제2호, pp.1-28, 2009.
- [3] 김종호, 정재호, 백성준, “주택 규모에 따른 가격 변동성 분석,” 한국콘텐츠학회논문지, 제13권, 제7호, pp.432-439, 2013.
- [4] 박경인, 배기홍, 조진완, “한국 증권시장의 투자자 유형에 따른 성과분석,” 증권학회지, 제35권, 제3호, pp.41-76, 2006.

[5] 옥기율, “주가변동성의 비대칭적 반응에 관한 실증적 연구,” 증권학회지, 제21권, pp.295-324, 1997.

[6] 이리나, 이재득, “세계 금융위기 전후의 한국·중국·일본·미국의 주가 변동성의 비대칭성과 레버리지 분석,” 국제지역연구, 제18권, 제4호, pp.25-47, 2014.

[7] 이민규, 옥기율, “시장이상현상과 다요인모형: FF 모형과 CNZ 모형의 비교,” 증권학회지, 제44권, 제5호, pp.855-885, 2015.

[8] 이윤선, “우리나라 주식수익률의 변동성과 정보 비대칭에 관한 실증적 연구: ARCH형태의 모형을 중심으로,” 재무관리논총, 제3권, 제2호, pp.157-185, 1996.

[9] 한상일, “원-달러 변동성 및 옵션 모형의 설명력에 대한 고찰,” 한국콘텐츠학회논문지, 제13권, 제12호, pp.369-378, 2013.

[10] H. Akaike, “Canonical Correlation Analysis of Time Series and the Use of an Information Criterion,” *System Identification: Advances and Case Studies*, Academic Press, New York and London, 1976.

[11] A. K. Bera and C. M. Jarque, “An Efficient Large-Sample Test for Normality of Observations and Regression Residuals,” Australian National University Working Paper in Econometrics, Vol.40, Canberra, 1981.

[12] E. K. Berndt, B. H. Hall, R. E. Hall, and J. A. Hausman, “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models,” *Annals of Economics and Social Measurement*, Vol.3, pp.653-665, 1974.

[13] F. Black, “Studies in Stock Price Volatility Changes,” *Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, pp.177-181, 1976.

[14] T. Bollerslev, “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327, 1996.

[15] R. F. Engle and V. K. Ng, “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility,”

Journal of Finance, Vol.48, pp.1749-1778, 1993.

[16] K. R. French, and R. Roll, “Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders,” *Journal of Financial Economics*, Vol.17, pp.5-26, 1986.

[17] D. Nelson, “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica*, Vol.59, pp.347-370, 1991.

[18] S. Ross, “Information and Volatility: The Non-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy,” *Journal of Finance*, Vol.44, pp.1-17, 1989.

[19] G. Schwartz, “Estimation the Dimension of a Model,” *Annals of Statistics*, Vol.6, pp.461-464, 1978.

저 자 소 개

이민규(Minkyu Lee)

정회원



- 2006년 2월 : 홍익대학교 경영학과(경영학사)
- 2008년 8월 : 부산대학교 경영학과(경영학석사)
- 2016년 2월 : 부산대학교 경영학과(경영학박사)

▪ 2016년 3월 ~ 현재 : 부산대학교 경영연구소 전임연구원

<관심분야> : 재무관리, 투자론, 시장 변동성

이상구(Sang Goo Lee)

정회원



- 2002년 2월 : 부산대학교 경영학과(경영학사)
- 2004년 8월 : 부산대학교 경영학과(경영학석사)
- 2010년 2월 : 부산대학교 경영학과(경영학박사)

▪ 2013년 3월 ~ 현재 : 부산가톨릭대학교 병원경영학과 조교수

<관심분야> : 재무관리, 투자론, 파생상품, 변동성