

개별 주식 수익률 변동성 과정의 결정 요인*

강형구** · 이창민*** · 최한수**** · 한민연*****

〈요 약〉

본 연구는 우리나라 주식 시장에서의 개별 주식 수익률의 변동성 과정을 결정하는 요인을 고찰한다. 주식 수익률을 잘 설명한다고 알려진 요인들과 개별 주식 변동성 과정의 관계를 연구하여, 어떠한 요인 때문에 각 주식들의 변동성 과정이 다르게 나타나는지를 살펴본다. 이를 위해, EGARCH 모델로 추정된 변동성 모수들을 대상으로 거시경제, 펀더멘털, 기술적 요인의 요인 익스포저를 독립 변수로 하는 Fama and Macbeth(1973) 횡단면 분석 실시하였다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 개별 기업의 수준에서 변동성 과정이 다르게 나타나는 것은 주로 기업 고유의 펀더멘털 요인과 모멘텀 수익률, 과거 변동성 수준에 기인한다는 것을 알 수 있었다. 둘째, 거시경제 요인은 다른 요인들에 비하여, 변동성 과정에 대한 설명력이 부족하였다. 마지막으로 개별 주식 수준(Firm level)에서 변동성의 비대칭적인 패턴은 레버리지 효과(The leverage effect)로 설명하기는 어려움이 있는 것으로 나타났다.

주제어 : 개별 주식 수익률 변동성, EGARCH, 펀더멘털 요인, 레버리지 효과

논문접수일 : 2013년 04월 05일 논문수정일 : 2014년 03월 19일 논문게재확정일 : 2014년 03월 20일

* 이 논문은 한양대학교 교내연구지원사업으로 연구되었음(HY-2013).

** 제1저자, 한양대학교 파이낸스 경영학과 조교수, E-mail : hyoungkang@hanyang.ac.kr

*** 교신저자, 한양대학교 경영학과 조교수, E-mail : changmin0415@gmail.com

**** 한국조세재정연구원, E-mail : hansoo.choil@gmail.com

***** 한양대학교 경영학과 대학원, E-mail : yeonhan.min@gmail.com

I. 서 론

1. 연구의 배경 및 목적

주식 수익률과 그 변동성의 관계를 풀어내는 것은, 금융시장에 관련된 수많은 연구자 그리고 실무자들에게 있어서 중요한 사안 중 하나이다. 단순히 주식 수익률의 분산, 즉 변동성을 구하여 포트폴리오의 위험을 측정하는데 사용하는 것에서부터, 파생상품 시장의 발전 이후 복잡한 옵션 가격의 도출에 사용되는 등 많은 분야에서 중요하게 여겨지고 있다. Engle(1982)의 ARCH 모델을 시작으로, 이후 주식 수익률과 그 변동성의 관계를 계량화 하고 모형화하려는 노력은 계속되어왔다. 그러나 지금까지의 연구는 시장 수익률 변동성(Aggregate market return volatility)의 패턴과 그 원인, 그리고 시장 총 수익률 변동성을 결정하는 요인을 설명하는 것에 주로 관심이 있었다. 현실에서 각 주식 수익률의 변동성 과정은 다르게 나타난다. 어떤 주식은 변동성 군집 효과(Volatility Clustering)가 크게 나타나 변동성이 지속적인 반면, 그렇지 않은 경우도 있으며, 어떠한 주식의 변동성은 충격에 매우 민감하게 반응한다. 그러나 이와 같은 개별 주식 수익률 변동성 행태의 결정 요인에 관한 연구는 그에 비해 적은 편이다. 물론 개별 기업 수준(Firm level)에서 주식 수익률 변동성의 비대칭성이 나타나는 원인과 그 패턴에 대한 연구들은 있었지만(Cheung and Ng, 1992; Duffee, 1995; Aydemir, Gallmeyer and Hollifield, 2006), 개별 주식간의 변동성 과정이 정확하게 어떠한 요인에 의해서 차이가 발생하는지에 대한 연구는 드물었다. 따라서 본 연구의 목적은 어떠한 요인이 개별 주식 수익률의 변동성 과정을 다르게 나타나게 하는지를 밝히려는 것이라 할 수 있다. 이를 위해 선행 연구에서 주식 수익률을 잘 설명한다고 알려진 요인들을 대상으로, 어떠한 요인이 서로 다른 주식들의 변동성 과정을 설명하는지 살펴볼 것이다.

본 연구는 Schwert(1989, 1990)와 Paye(2012) 연구와 유사한 점을 보인다. Schwert(1989, 1990)는 주식 수익률의 변동성이 배당 또는 현금 흐름의 변동에서부터 발생하는 것이 아니라, 인플레이션, 산업생산 증가율, 통화량 증가율 등 거시경제 요인의 변동성에 의한 미래의 기대 현금흐름의 변동성으로 인해 발생할 것이라는 가설에서 연구를 진행하였다. 하지만, 거시경제 변수(PPI, Monetary base growth, Industrial production growth)들은 매우 적은 예측력만 보일 뿐이었고, 반면에 이자율과 기간 스프레드(Term Spread) 등의 금융 시장 변수들은 상대적으로 변동성을 잘 설명하고 있었다. Paye(2012)도 역시 거시경제 변수(Consumption-Wealth ratio)와 금융시장 변수(Banking Leverage, CP-Treasury

spread, Default yield, Default spread)들이 시장 수익률 변동성의 예측에 영향을 미치는지를 살펴보았다. 그러나 거시경제 변수들의 영향은 없었고 금융시장 변수들도 영향을 미치나 그 강도가 크지 않은 것으로 나타났다. 하지만 Schwert(1989, 1990), Paye(2012)는 다른 연구들과 마찬가지로 시장 변동성만을 고려하였으며, 또한 그 변동성 수준(level)에 대한 연구이며 과정의 특성들에 주목한 것은 아니었다. 따라서 두 연구는 본 연구의 목적인 각 개별 주식들의 변동성 과정의 차이에 대한 결정 요인을 설명하기에는 한계를 가지고 있다.

본 연구의 기여와 결과는 다음과 같다. 본 연구는 총 시장 변동성과 개별 변동성의 수준에 주목하였던 기존 연구와 달리, 개별 기업 수준에서 주식 수익률의 변동성 과정이 왜 다르게 나타나는지, 그것의 원인은 무엇인지에 대해서 살펴보았다. 즉, 변동성 과정의 특징을 표현할 수 있는 EGARCH 과정의 모수 추정치들을 대상으로, 주식 수익률을 잘 설명한다고 알려진 거시경제, 펀더멘털, 기술적 요인, 산업 요인과의 Fama-Macbeth(1973) 횡단면 회귀분석을 통하여, 이들이 개별 주식 수익률 변동성 과정과 어떠한 관계를 가지고 있는지를 살펴보았다.

본 연구의 결과를 종합하여 보았을 때, 개별 기업의 변동성 과정들의 특징은 주로 기업규모, 레버리지 등의 펀더멘털 요인과 과거 모멘텀 수익률과 과거 수익률 표준편차 수준 등의 기술적 요인에 의해서 일관적인 영향을 받고 있음을 알 수 있었다. 이것은 거시경제 변수들이 주식 수익률의 변동성 수준을 잘 설명하지 못한다는 기존의 연구(Schwert, 1989, 1990; Paye, 2012)와도 연결할 수 있다. 연구 결과, 주로 기업규모가 큰 기업일수록, 장기적인 변동성 수준에 대해 영향을 적게 받으며, 예상치 못한 충격에 덜 민감하고, 음의 충격에 더 민감하게 변동성이 반응하였다. 또한 레버리지가 높은 기업일수록, 예상치 못한 충격에 더 크게 반응하고, 군집효과의 지속성이 크게 나타나는 것을 알 수 있었다. 과거 6개월 수익률 변동성의 수준이 높을수록, 예상치 못한 충격에는 민감하게 반응하지만, 군집효과는 오히려 감소하는 것으로 나타났으며, 음의 충격, 즉 부정적인 뉴스에는 더 민감하게 반응하는 비대칭성을 보여주었다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 구성되어 있다. 제 I 장 서론에 이어 제 II 장에서는 구체적인 연구 방법을 소개할 것이다. 제 III 장에서는 데이터에 대한 설명과 기초통계량을 다루며, 제 IV 장에서는 추정결과를 분석한다. 제 V 장에서는 본 연구의 결론을 짓는다.

2. 선행 연구

기존의 주식 수익률 변동성에 관한 연구는 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 변동성의 패턴과

패턴이 발생하는 원인을 파악하는 연구와 주식 수익률 변동성에 대한 결정요인을 찾는 연구이다.

주식 수익률 변동성 패턴의 가장 큰 특징은 바로 비대칭성을 나타낸다는 것이다. 실제로 주식 수익률의 변동성은 양의 충격(Positive Shock)이 오면, 즉 주식 수익률이 증가하게 되면 감소하게 된다. 반대로 음의 충격(Negative Shock)이 발생하면, 주식 수익률이 감소하게 되면 변동성은 증가하게 되는 비대칭적인 움직임을 나타낸다. 이러한 수익률의 비대칭성을 설명하는 대표적인 설명은 변동성 피드백 효과(Volatility feedback effect)와 레버리지 효과(Leverage effect)가 있다.

레버리지 효과는, 주식의 가격의 하락 또는 상승은 기업의 부채비율의 변화에 영향을 미치고, 다시 이것은 미래의 주식의 수익률에 영향을 끼쳐 비대칭적인 변동성이 나타나는 설명이다(Black, 1976). 그러나 많은 연구들에서 실제 재무 레버리지 효과만으로는 비대칭적인 변동성의 움직임을 설명하기는 어렵다는 것이 밝혀졌다(Christie, 1982; Duffee, 1995; Figlewski and Wang, 2001). 또한 레버리지 효과는 개별 기업 수준에서는 변동성의 비대칭적인 패턴을 유의하게 설명하고 있지만, 시장 수준에서는 거의 유의한 점이 없어 실제 총 변동성의 비대칭적 움직임을 설명하는데 문제가 있는 것이 드러났다(Aydemir, Gallmeyer, and Hollfield, 2006; Daouk and Ng, 2011). 반면 변동성 피드백효과는 현재 변동성이 증가하여 미래 기대 변동성도 증가 예상 되면 큰 리스크 프리미엄이 요구되고, 이것은 다시 미래 현금흐름에 더 높은 할인율을 적용하여 가격하락을 초래하고 결국 수익률은 음(-)으로 나타나게 된다는 설명이다(French, Schwert, and Stambaugh, 1987). 따라서 이러한 피드백 효과로 인해, 호재로 인한 충격이 발생시 수익률의 상승이 약화되고 악재로 인한 음의 충격이 발생하면 수익률의 하락이 더 심화되는 것이다. 더불어 앞의 연구들을 종합하여 변동성 피드백 효과와 레버리지 효과를 동시에 고려하여 변동성을 설명하려는 시도도 존재하였다. Bekaert and Wu(2000)은 Christie(1982)의 레버리지 효과를 기각하고 변동성 피드백 효과가 변동성의 비대칭성을 더 명확하게 나타냄을 주장한 반면, Smith and Yamagata(2011)은 개별 기업 수준에서 매우 큰 음(-)의 동시적 시장 변동성 효과가 나타남을 보였고, 레버리지 효과는 지속적이고 유의하며, 음의 효과를 나타내고 있다고 주장하였다. 주식 수익률 변동성의 비대칭성에 관한 위와 관련된 국내연구로써, 구본일(2000)은 EGARCH, GJR-GARCH, Hentschel(1995)의 이동모형(shift model)을 사용하여, 국내 시장에서의 비대칭적인 변동성은 레버리지 효과가 원인라 주장하였다. 변종국 외 2명(2003)은 변동성의 비대칭성을 확인하고, 변동성 피드백 효과와 레버리지 효과, 정보에 대한 시장의 비효율성 중 어떠한 요인이 비대칭성에 가장 큰 영향을 끼치는지를 밝혔으며,

정보 비효율성이 하나의 요인이지만 레버리지 효과도 역시 부정 하기는 무리라는 결론을 내렸다.

주식 수익률 변동성의 변화에 대한 결정요인을 찾는 연구들은 자산가격결정이론의 관점에서, 기존의 할인 모형을 통해서 설명되지 않는 부분을 제거하면서부터 시작되었다. 실제 주식시장 변동성의 수준은 현금흐름의 변동성에 비하여 매우 높게 관측되었고, 따라서 기업의 펀더멘탈만을 반영한 배당 할인 모형으로 추정된 주가가격 결정은 문제가 있다는 비판이 제기되었다. 결국 할인 모형은 실제의 큰 변동성을 설명할 수 없는 문제점을 가지고 있었다(Shiller, 1981a, 1981b). 이러한 문제들로부터 변동성에 대한 설명에 기업의 펀더멘탈 뿐만 아니라 다양한 거시변수를 함께 고려해야 할 필요성이 제기되었다. 따라서 거시경제 변수를 주식 수익률의 변동성에 영향을 미치는 중요한 변수 중 하나로 고려하는 많은 연구들이 나타났다(Schwert, 1989, 1990; Fama, 1990; Mele, 2007; Engle and Rangel, 2008; Engle, Ghysels, and Sohn, 2008; Paye, 2012). 이러한 연구들은 GDP, 산업생산(industrial production)이러한 연구들은 GDP, 산업생산(industrial production), 소비, 인플레이션, 통화량 변화, 경기 사이클(business cycle), 신용 스프레드 등의 경제활동 요인들의 변화가 주식 수익률의 변동성을 잘 설명할 수 있다는 이론적 배경에서 시작되었다. 즉 예상치 못한 거시경제의 충격이 배당과 주식 수익률에 대한 기대를 변화시켜, 현재 주식 수익률과 변동성의 변화를 일으키는 것이다. 이와 관련된 국내 연구로는 김세완(2009), 장대홍(2009) 등이 있다. 하지만 실증적인 연구 결과, 거시경제 변수는 수익률 변동성을 잘 설명하지 못하는 모습이 발견되었다. 예를 들어 특정한 기간에는 고려된 거시경제 변수의 조건부 변동성이 주식 시장 변동성과 양의 관계를 보이지만, 특정 기간 외에서는 유의한 관계를 보이지 못하였다. 그리고 회귀 분석의 설명력도 낮은 경우가 도출되었다. 즉 거시 경제 변수를 추가 했을 때, 주식 수익률 변동성에 대한 설명력은 미미한 수준이었다(Schwert, 1989; Paye, 2012). 그러나 추세적인 부분(trend component)과 일시적인 부분(temporary component)을 분리하여 고려하지 않았다는 문제가 제기되었다. 이에 대해 Engle and Rangel(2008)과 Engle, Ghysels, and Sohn(2008)은 거시경제 변수의 충격은 수익률 변동성에 지속적이며 장기적인 영향을 미치게 되고, 주식 수익률의 변동성을 결정하는 것은 추세적인 부분이 더 크다고 판단하였다. 추세적인 부분과 일시적인 부분을 분리하고 고려한 결과, 각 국가별 거시경제 변수의 장기 변동성, 즉 GDP, 이자율 등의 변동성이 저빈도의 시장 수익률 변동성을 잘 설명하고 있다고 주장하였다. 또한 수익률의 변동성에 대한 국내 연구로는 권택호, 박종원(2000), 김민호, James Nielsen, 오현탁(2003), 문규현, 홍종효(2007) 등이 있는데 선물시장과 주식 수익률의 변동성간의 관계를 설명한 것이다.

지금까지 제시한 연구들은 주로 시장 수익률 변동성, 즉 시장 수준에서 행해진 것이었으며, 개별기업 수준에서 시행된 것은 아니었다. 또한 개별기업 수준에서의 주식 변동성의 행태를 연구한 경우라도, 변동성의 비대칭적 패턴 또는 변동성 수준 그 자체를 설명하는데 초점이 맞추어져 있었다. 반면에 본 연구는 각기 다른 개별 기업의 변동성 과정의 특성이 어떠한 요인에 따라 다르게 나타나는지를 살펴보는데 의의가 있으며, 그것이 기존의 연구와 가장 큰 차이점이다.

II. 연구 방법

본 연구에서는 여러 요인들이 주식 수익률 변동성에 미치는 영향을 알아보기 위해서 먼저 ARMA(1,1) - EGARCH(1,1) - Student-t 모델을 통해서 주식 수익률의 변동성을 추정한다. 그 후, EGARCH 모델을 통해서 얻게 되는 추정치들을 종속변수로, 고려된 요인들을 독립 변수로 한 Fama and Macbeth(1973) 횡단면 회귀 분석을 행하여 변동성 과정이 어떠한 요인들에 의해서 어떠한 관계가 있는지에 대해 알아볼 것이다.

1. 개별 수익률의 변동성 과정 추정

현실 세계에서는, 현재의 수익률과 미래 수익률의 변동성간의 음의 상관 관계가 존재하며, 음의 충격이 발생시에 같은 크기의 양의 충격보다 수익률의 변동성에 더 큰 영향을 미치게 되는 현상이 나타난다. 이러한 주식의 수익률과 변동성 사이에 존재하는 비대칭성을 파악하기 위해서 Nelson(1991)의 EGARCH, Glosten, Jagannathan, and Runkle(1993)의 GJR-GARCH 등이 사용된다. 본 연구에서는 EGARCH 모델을 사용하여 변동성을 추정한다. 물론 다른 모델(GJR-GARCH 등)들도 비대칭성을 설명할 수 있다. 그러나 EGARCH 모델이 변동성 비대칭성을 보다 간단하게 설명하는 이유로, EGARCH 모델을 선정하였다.

본 연구에서 사용할 EGARCH 모델의 식은 다음과 같다.

$$r_t = \mu + \phi r_{t-1} + \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}, \quad \varepsilon_t \sim f_v, \quad z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \quad (1)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha_1 |z_{t-1}| + \gamma_1 (z_{t-1}) \quad (2)$$

GARCH 모델과 마찬가지로 t 기의 변동성은 $t-1$ 기의 잔차의 함수로서 정의된다. 본 연구에서는 오차항의 분포를 정규분포로 가정하는 것 보다는 Student-t 분포를 가정하는 것이 더 적절하다고 판단하여, 오차항은 v 의 자유도를 따르는 Student-t 분포로 가정하였다. 두 번째 식은, 분산의 로그 값은 2차 함수의 형태가 아닌 exponential의 형태를 가지며, 따라서 EGARCH 모델에서는 분산의 부호가 음이 아니라는 것을 말한다. α_1 은 $t-1$ 기의 충격에 대해 변동성이 어떻게 영향을 받는지에 대한 것을 나타내며, 이는 추가적인 효과의 크기인 규모효과(Magnitude effect, Size effect)를 나타낸다. 변동성의 비대칭성 효과는 $H_0: \gamma_1 = 0$ 의 귀무가설을 검정하여 $\gamma_1 \neq 0$ 이면 비대칭성이 존재하는 것을 확인할 수 있다. 예를 들어, 양의 충격이 발생 하면, 즉 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 이면, $\frac{\partial \ln(\sigma_t^2)}{\partial(z_t)}$ 는 $\alpha_1 + \gamma_1$ 로 나타나고, 반대로 음의 충격이 발생하면 $\frac{\partial \ln(\sigma_t^2)}{\partial(z_t)}$ 는 $\alpha_1 - \gamma_1$ 으로 나타난다. 따라서 음의 충격에 대한 비대칭적 변동성이 나타나기 위해서는 γ_1 이 음의 부호를 띄어야 한다.

따라서 위의 식에서, 변동성의 특징은 다음의 3가지로 표현할 수 있다.

- 첫째, t 기의 수익률 변동성은 $t-1$ 기의 충격에 반응한다. 따라서 α_1 이 클수록 t 기의 변동성은 예상치 못한 충격에 대해 크게 영향을 받을 것이다.
- 둘째, t 기의 변동성은 $t-1$ 기의 변동성 수준에 영향을 받는다. 따라서 β_1 이 클수록, 변동성은 지난 기의 실현된 변동성 수준에서 머물러 있을 가능성이 크고, 군집 효과도 더 크게 나타날 가능성이 높다.
- 셋째, t 기의 변동성은 $t-1$ 기의 충격의 부호에 따라 그 수준이 영향을 받으며, 그것은 γ_1 의 부호에 의해서 결정되고, 또 γ_1 의 크기에 따라서 영향을 받게 된다.

본 연구는 이러한 변동성의 특징이 기업 규모나, 레버리지 정도, 또는 모멘텀 수익률, 단기 금리에 대한 민감도 등의 기업 고유의 요인들과 어떠한 관계가 있는지 살펴보고, 무슨 요인이 개별 변동성의 특징을 결정하는지를 살펴볼 것이다.

2. 개별 변동성 과정의 결정 요인 분석

거래소와 KOSDAQ에 상장되어 있는 총 2,332개의 주식들의 2002년 1월 1일부터 2012년 12월 31일까지 동안의 일별 수익률을 대상으로, ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)-Student-t 모델을 통해서 변동성 모수들을 추정하였다. 각 주식 수익률의 변동성 모수 추정치는 3개월,

6개월 동안의 Rolling window 분석을 통하여 추정된다. 예를 들어, 2002년 3월 31일의 변동성 모수 추정값들은 2002년 1월부터의, 즉 지난 3개월 동안의 일별 주식 수익률을 대상으로 추정된 값들이다. 주말 등의 비 영업일은 모두 제외하였다. 요인 익스포저들은 해당 분석 시점에서의 관측되는 값을 사용한다. 그 후, 본 연구에서는 Fama and Macbeth (1973)의 방법론을 통하여, 각 시점에서 추정된 변동성 모수 추정치들을 종속변수로, 그리고 요인 익스포저들을 독립변수로 한 횡단면 분석을 실행하여 어떠한 요인들이 주식의 이질적인 변동성 과정과 어떠한 관계가 있는지에 대해 파악하는 분석을 실시하였다. 각 요인들로 구성된 독립변수들은 내생성을 고려하여 t-1기의 데이터를 사용하였다.

Fama-Macbeth 횡단면 분석의 경우, 각 OLS 추정치들의 상관관계를 고려하지 않으므로써, 표준오차가 낮게 나타나는 편의가 발생할 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 각 추정 회귀 계수들의 1차 자기상관계수를 구하고, 이를 다시 추정된 분산에 곱하여 표준오차를 조정하는 방법을 사용할 것이다(Fama and French, 2002).¹⁾ 각 횡단면 시점에서의 회귀 분석은 다음과 같다.

$$Estimate_{i,t} = \alpha + \beta_1^{Fund} Fund_{i,t-1} + \beta_2^{Tech} Tech_{i,t-1} + \beta_3^{Macro} Macro_{i,t-1} + \beta_4^{Indu} D_{Indu} + \varepsilon_t \quad (3)$$

- $Fund_{t-1}$: t-1기의 개별 기업들의 펀더멘털 요인 익스포저. 기업규모(시가총액+총 부채의 Log 값), 내부 자본, PBR(Price-Book Ratio), 레버리지(총 부채/시가 총액), 이익 증가율, ROE.
- $Tech_{t-1}$: t-1기의 개별 기업들의 기술적 요인 익스포저. 1년 시장 베타, 12주 모멘텀 수익률, 24주 모멘텀 수익률, 6개월 일별 수익률 표준편차, 6개월 일별 수익률 왜도.
- $Macro_{t-1}$: t-1기의 개별 기업들의 거시경제 요인 익스포저. CD91일 금리, LIBOR 3월 금리, 엔/원 환율(JPY/KRW), 달러/원 환율(USD/KRW), 수익률 곡선 기울기, WTI, GSCI 비에너지 지수 등과 주식 수익률의 회귀 식에서의 t-value.
- D_{Indu} : 개별 기업들이 속한 산업 섹터 더미.

식 (4)에서 종속 변수(Estimate)는 각 추정치들로 구성된 벡터다. 즉, 3개월 또는 6개월 기간 동안의 각 주식들의 EGARCH 추정치 $\omega, \alpha_1, \beta_1, \gamma_1$ 의 값이 들어가게 된다. 본래

1) 1차 자기 상관 계수를 ρ 라고 할 때($Cov(\beta, \beta_{-1}) = \rho$), 분산에 대하여 $(1+\rho)/(1-\rho)$ 를 곱하여 표준 오차를 구한다. 따라서 조정된 표준 오차는 다음과 같이 구할 수 있다. $standard\ error = \sqrt{\frac{Var(\hat{\beta})(1+\rho)}{T(1-\rho)}}$.

ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)-Student-t 모델을 추정할 때, 결과 추정치는 모두 7개가 될 것이나, 본 연구에서 관심 있는 것은 변동성 과정의 특성이므로 분산 방정식의 추정치인 $\omega, \alpha_1, \beta_1, \gamma_1$ 의 결과에 주목한다. 따라서 횡단면 분석의 종속변수는 분산 방정식의 추정치로 한정된다. 분석을 진행하는데 있어서, Rolling window 기간 동안의 EGARCH 모델 추정에서, 개별 기업의 상장 폐지 및 거래 정지 등에 따라서, 표본이 부족한 경우가 있다. 따라서 각 횡단면에서 표본이 부족한 경우, 그 기업은 제외하였다.²⁾

먼저 첫 번째로, 더미 변수들을 통제하여 모든 요인들을 투입하여 Fama-Macbeth 회귀분석을 진행한 후, 두 번째로는 더미 변수를 제외한 나머지 펀더멘털, 거시경제, 기술적 요인들만을 고려하여, 다음과 같은 횡단면 회귀 분석을 진행하였다.

$$Estimate_{i,t} = \alpha + \beta_1^{Fund} Fund_{i,t-1} + \beta_2^{Tech} Tech_{i,t-1} + \beta_3^{Macro} Macro_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

III. 데이터 및 기초 통계량

1. 데이터 및 변수

본 연구는 FNGUIDE의 DataGuide에서 제공한 여러 정보를 이용하여 수행되었다. 주가, 거시 경제, 재무, 산업섹터 등 모든 데이터는 2002년 1월 1일부터 2012년 12월 31일까지의 데이터를 사용하였으며, 표본 기간 동안 유가증권시장과 코스닥에 한번이라도 상장되어 있었던 2,332개의 모든 회사들을 대상으로 조사하였다. 주식 수익률 데이터는 일별 데이터를 사용하였으며, 펀더멘털 요인과 기술적 요인 관련 데이터는 해당 분석 시점에서 관측되는 재무 및 기술적 데이터를 기초로 사용하였다. 거시경제 요인 관련 데이터는 해당 분석 시점에서 6개월 간의 일별 주식 수익률과 거시경제 변수와의 회귀식에서 나온 회귀 계수의 t-value를 사용하였다.

재무제표와 관련 있는 재무 데이터들, 즉 총 부채 및 당기 순이익 등은 최근 사업분기의 정보가 반영되지 못하는 경우가 발생하였다. 예를 들면, 총 부채의 경우 아직 최근 사업연도 또는 분기의 총 부채를 구할 수 없었고, 또한 회사마다 그 보고 시기가 다르므로, 데이터에 결손 값이 발생하였다. 이에 대해 본 연구에서는 가장 최근의 값부터 현재까지 동일한 데이터 값으로 가정하며, 결손 값 발생에 대한 처리를 진행하였다.

투입되는 요인들과 데이터에 대한 자세한 설명 및 수집 경로는 다음과 같다.

2) Rolling Window가 3개월에서는 영업일 표본이 55 이하인 경우, 6개월에서는 영업일 표본이 110 이하인 경우는 EGARCH 추정에서 제외하였다.

<표 1> 고려된 요인의 내용 및 출처

본 연구를 위해서 선정된 요인들과 출처는 다음과 같다. 크게 거시경제, 펀더멘털, 기술적 요인 세 부문으로 나눌 수 있으며, 여기에 한국 거래소의 산업 요인을 추가하여 분석을 진행한다. 이 중 거시경제 요인은 각 거시경제 변수와 주식 수익률의 6개월 회귀식에서 구한 t-value를 사용한다.

변수	내용	출처
거시경제 요인		
CD	CD 91 일	DataGuide
LIBOR	LIBOR 3 Month	DataGuide
SLOPE	국채 10년 만기 이자율-CD 91일 금리	DataGuide
WTI	WTI 현물	DataGuide
USDKRW	달러/원 환율	DataGuide
JPYKRW	엔/원 환율	DataGuide
GSCI	S&P GSCI Non-Energy Total Return Index	Bloomberg
펀더멘털 요인		
SIZE	$\log(\text{종가} \times \text{상장주식수} + \text{총부채})$	DataGuide
PBR	$(\text{종가} \times \text{상장주식수} + \text{총부채}) / (\text{액면가} \times \text{상장주식수} + \text{총부채})$	DataGuide
ICM	$(\text{유보액} + \text{재고자산} + \text{매출채권}) / (\text{종가} \times \text{상장주식수})$	DataGuide
LVRG	$\text{총 부채} / (\text{종가} \times \text{상장주식수} + \text{총부채})$	DataGuide
ESG	$2 \times (\text{올해의 순이익} - \text{작년의 순이익}) / (\text{올해의 순이익} + \text{작년의 순이익})$	DataGuide
ROE	$(\text{당기순이익} / \text{상장주식수}) / \text{액면가}$	DataGuide
기술적 요인		
12W-MOM	12주 모멘텀 수익률	DataGuide
24W-MOM	24주 모멘텀 수익률	DataGuide
VOL	변동성(과거 6개월 일별 수익률 표준편차 $\times 100$)	DataGuide
SKEWNESS	왜도(과거 6개월 일별 수익률 왜도)	DataGuide

1) 거시경제 요인(Macroeconomic Factors)

거시경제 요인은 총 7개의 요인을 고려하였다. 본 연구에서 고려한 거시경제 요인은 크게 3부문으로, 금리, 원자재 등 상품, 환율이다. 먼저 금리 부문은 단기 이자율(CD 91일)과 수익률 곡선의 기울기를 고려하였다. 단기 이자율과 수익률 곡선의 기울기는 경제 성장 및 주식 수익률에 있어서 중요한 요소라고 할 수 있다(Chen, Roll, and Ross, 1986; Chen, 1991; Fama and French, 1993; Chan, Lakonishock, and Karceski, 1998; Hamilton and Kim, 2002). 본 연구에서는 무위험 이자율, 단기 이자율로서 CD 금리를 사용한다. 그 이유는 부도위험이 낮은 단기 금리 중에 CD 금리가 가장 거래가 활발하여 사전적 의미의 무위험 자산에 가장 가깝다고 판단했기 때문이다. 또한 실무에서는 아직까지 의사 결정이 CD 금리로 결정되는 경우가 많기 때문에, 본 연구에서는 CD 금리를 단기 이자율로 사용하였다. 수익률 곡선의 기울기는 이자율 곡선의 기울기는 국채 10년 금리와 CD 금리와의 차이를 사용하였다. 그리고 국내의 경제 구조상, 기업의 성과에 유가나 상품 등의 실물경제가 미치는 영향은 크다고 할 수 있다. 따라서 중요한 에너지 상품 지표인 WTI 가격과 GSCI Non

Energy Total return 지수를 고려하였다(Chen, Roll, and Ross, 1986; Faff and Brailsford, 1999; Hammoudeh and Aleisa, 2004). 또한 LIBOR 금리 수준은 전 세계의 금융기관들의 의사 결정에 있어서 기본적인 지표이며 따라서 자금 이동에 큰 영향을 끼칠 수 있다. 특히 외국 자본의 유출입에 민감한 국내 주식 시장에 영향을 끼칠 수 있으므로, 본 연구에서는 LIBOR 금리를 고려하였다. 그리고 수출의 비중이 높은 국내 경제에 있어서, 환율의 변화는 기업의 성과 및 수익률에 큰 영향을 미칠 수 있다. 따라서, 대표적인 환율인 달러/원 환율과 엔/원 환율을 고려하여 환율이 개별 기업의 변동성 과정에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 연구를 진행한다.

본 연구에서는 거시경제 요인 익스포저로 식 (6)과 같이 수익률과 거시경제 변수의 회귀 분석에서 도출된 계수의 t-value를 사용하였다.

$$return_t = \alpha + \beta Macro_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

t-value를 구하는 자세한 방법은 다음과 같다. 첫째, 개별 주식 수익률 i 에 대하여, 현재 시점으로부터 지난 6개월 전의 거시경제 요인과 시계열 회귀분석을 실시한다. 위의 식에서 산출되는 회귀 계수의 t-value는 거시경제 요인에 대한 일종의 개별 주식의 요인 익스포저라고 할 수 있다. 이후, 계속적으로 6개월 Rolling OLS를 실시하여 각 시점에서 얻을 수 있는 정보를 최대한 반영한 개별 주식의 거시경제 변수에 대한 t-value 데이터를 얻는다. 시계열 정상성(Stationary)을 고려하여 금리 데이터가 아닌 환율, WTI, GSCI Index는 1차 차분한 값을 사용하였다.

거시경제 요인에 대한 익스포저를 구하는 방법은 다양하지만, 위와 같은 방법이 가지고 있는 장점은 다음과 같다. 첫째, 회귀 계수를 요인 익스포저로 사용하는 경우, 계수가 유의하지 않다면 요인 익스포저로서 그 값을 사용할 수 없다. 반면에, t-value는 추정치에 대한 정보뿐만 아니라, 그 유의성에 대한 정보도 우리에게 제공할 수 있다. 둘째, t-value는 추정된 회귀계수를 추정오차로 나눈 값으로 노이즈를 제거한 일종의 정규화(Normalization)된 값이라고 할 수 있다. 만약 회귀 계수를 요인 익스포저로 사용한다면, 노이즈가 큰 독립변수를 사용하는 경우 회귀계수가 0에 가까워지는 회석 편의(attenuation bias)를 나타낼 수 있다.³⁾ 그러나 t-value는 회귀계수를 그대로 사용하는 것이 아닌 정규화된

3) Chan, Karceski and Lakonishok(1998)는 거시경제 요인에 대한 개별 주식 수익률의 익스포저로서, 회귀식의 기울기를 사용하였다. 연구 결과, 거시경제 요인 모방 포트폴리오(Factor Mimicking Portfolio)는 수익률을 설명하는데 있어서 성과가 좋지 못하였다. 그들은 거시경제 요인 모방 포트폴리오의 저조한 성과는 개별 주식 수익률에 대한 거시경제 요인의 익스포저 측정 시 발생하는 측정 오차(Measurement Error) 때문이라고 주장하였다.

값이기 때문에, 위와 같은 노이즈를 줄일 수 있다. 물론 회귀 계수에 대한 다른 정규화 방법도 있을 수 있지만, t-value를 사용하는 방법이 간편하고 직관적인 정규화 과정이며, 인위적이고 주관이 개입되지 않았기 때문에 본 연구에서는 t-value를 거시경제에 대한 주식 수익률의 변화를 효과적으로 파악할 수 있는 도구로서 사용하였다.

2) 펀더멘털 요인(Fundamental Factors)

본 연구에서 고려한 펀더멘털 요인은 총 6개이다. 기업 규모와 PBR(Price to Book Ratio)은 선행연구(Fama and French, 1992; 1993)를 통해서, 주식 수익률을 설명하는 위험 요인로서 잘 알려져 있다. 기업 규모와 PBR(B/M)은 재무적 곤경(financial distress) 정도를 나타내는 대용치로, 주식의 높은 기대 수익률은 기업규모가 작을수록, PBR이 낮을수록 더 많이 나타난다. 횡단면에서 변동성 수준은 기업규모와는 음(-)의 관계를 보이며, B/M과는 양(+)의 관계를 보인다(윤상용 외 2인; 2011). ROE은 기업의 미래 성장성을 나타내는 중요한 지표라고 할 수 있다. 내부 자본은 기업의 행태와 전략에 영향을 미치며(Stein, 1997), 그리고 단기 부채에 대한 재무 유동성을 나타내는 지표로 사용될 수 있다. 레버리지는 기업의 신용 리스크에 큰 영향을 미치며, 이는 다시 기대 주식 수익률의 수준 및 변동성에 영향을 미칠 수 있는 중요한 요인이다(Kang and Kang, 2009).

3) 기술적 요인(Technical Factors)

본 연구에서 고려하는 기술적 요인은 총 5가지다. 모멘텀은 미래의 주식 수익률을 효과적으로 나타내는 요인으로 잘 알려져 있다(Jegadeesh and Titman, 1993). 본 연구에서는 12주 모멘텀과 24주 모멘텀을 각각 현금배당을 반영한 수익률을 사용하였다. 현금배당을 반영한 수익률을 사용한 이유는 시장요인(유상증자, 무상증자, 배당, 액면분할 등)에 의해 주가 수익률이 왜곡 될 수 있는 가능성을 줄이기 위해서다. 주식 수익률의 6개월 표준편차는 변동성의 수준이 변동성 과정의 변화에 대하여 어떠한 영향을 미치고 있는지 살펴보기 위하여 고려하였다. 마지막으로 수익률의 왜도는 각 표본 시점에서부터 지난 6개월 동안의 각 일별 수익률의 왜도를 사용하였다.

4) 산업 요인(Industry Factors)

본 연구에서는 변동성 과정에 대한 특정 산업 섹터의 특별한 영향을 살펴보기 위해서, 한국 거래소(KRX)의 산업 업종에 따른 터미 변수를 사용하였다. 원래 거래소의 산업 업종 분류는 유가증권 시장과 코스닥 시장이 따로 구분되어 있으나, 분석의 편의를 위하여

일관성을 가지고 산업 분류를 통일시켰다. 예를 들어, 코스닥 시장의 IT 업종은 세분화 되어있었으나, 유가증권 시장과 일관성을 맞추기 위해 크게 종합적인 IT 부문으로 통일 시켰다.

IV. 추정 결과

1. 분석 결과

EGARCH 모델을 통해서 구한 모수에 대해, 진술한 요인들과의 관계를 나타낸 분석 결과를 살펴볼 것이다. 분석은 크게 두 가지로 진행되었다. 거시경제, 펀더멘탈, 기술적 요인, 그리고 산업 더미 등 모든 요인을 고려한 경우와 산업 더미를 제외한 경우로 나누어 진행하였다.

1) EGARCH 분석

본 연구에서는 각 주식 수익률의 시계열에 대하여, ARMA(1,1) - EGARCH(1,1) - Student-t 모델을 통하여, 변동성의 과정을 나타내는 모수들을 추정하였다. 먼저 최적의 EGARCH 모델의 시차를 확인하기 위해서, AR(1) - EGARCH(1,1)에서 오차항의 분포를 정규분포를 가정한 모델과 Student-t 분포로 가정한 모델, ARMA(1,1) - EGARCH(1,1) 정규분포 모델과 Student-t 분포 모델의 총 네 가지의 모델을 대상으로 분석하였다. 본 연구에서는 총 표본 기간 동안의 각 주식 수익률의 변동성 과정에서 나타난 정보기준⁴⁾ 값과, 우도 값을 모두 더하여 그 합을 통하여 최적의 시차를 판단하였다. 각 변동성 과정에서의 결과는 다음과 같으며, 최적의 변동성 모델로 ARMA(1,1) - EGARCH(1,1) - Student-t 분포를 따르는 모델을 선정하였다.

변동성을 나타내는 모수를 추정하는데 있어서, 이 중 최우도추정 과정에서 수렴하지 않거나, 극단적인 값이 나온 경우를 제외하였다. 예를 들어, EGARCH(1,1) 모델의 안정성 조건인 β_1 의 절대값이 1보다 크게 되는 경우는 제외 하였고, 또한 각 추정치에 대하여 상하 +5와 -5의 캡(Cap)을 만들어 추정하였다. 각 주식 수익률들의 변동성 모수 추정치의 기초 통계량은 다음과 같다.

4) AIC(Akaike Information Criteria), BIC(Bayesian Information Criteria), HQ(Hannan-Quinn) 등 3가지 정보 기준을 이용하였으며, 모든 정보 기준에서 ARMA(1,1) - EGARCH - Student-t 모델이 가장 낮은 값을 보였다. 또한 로그 우도 값의 합에서도 역시 ARMA(1,1) - EGARCH - Student-t 모델이 가장 높은 값을 나타내었다.

<표 2> EGARCH 모델의 최적 시차

최적의 EGARCH 모델의 시차 및 오차항의 분포를 확인하기 위해서, AR(1)-EGARCH(1,1)-Normal과 Student-t, ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)-Normal과 Student-t 의 총 네 가지의 모델을 대상으로 분석하였다. 본 연구에서는 각 변동성 과정에서 나타난 정보기준(AIC, BIC, HQ) 값과, 로그 우도 값을 모두 더하여 그 합을 통하여 최적의 시차를 판단하였다. 정보기준의 값이 가장 작고, 로그 우도 값이 가장 큰 모델이 가장 적절한 모델이라고 할 수 있으므로, 본 연구에서는 ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)-Student-t 모델을 선정하였다.

GARCH MODEL Specification	Information Criteria			Log Likelihood Value
	AIC	BIC	HQ	
AR(1)-EGARCH(1,1)-Normal	-4646.50	-4513.45	-4593.64	1050589.909
AR(1)-EGARCH(1,1)-Student-t	-5118.29	-4963.12	-5056.64	1151770.341
ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)-Normal	-4650.44	-4495.06	-4588.70	1051325.274
ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)-Student-t	-5145.42	-4968.25	-5075.03	1162217.788

<표 3> 기초 통계량

표본 기간 동안의 개별 주식 수익률의 ARMA(1,1)-EGARCH(1,1)-Student-t 모델의 모수 추정치에 대한 기초 통계량은 다음과 같다. 표본 기간 동안의 각 개별 기업의 추정치의 평균에 대한 기초 통계량이다. ω 은 분산 방정식의 상수항, 과거의 충격의 영향을 나타내는 ARCH 항은 α_1 로 표현된다. GARCH 항, 즉 과거 변동성의 자기 회귀 항은 β_1 으로, 비대칭적인 변동성을 나타내는 것은 γ_1 이다. 본 연구의 결과 중 흥미로운 것은, γ_1 이 양(+)의 값을 띄거나 매우 작다는 것이다. 즉, 개별 주식 수익률의 변동성은 비대칭적인 모습을 가지고 있지만, 음(-)의 충격이 발생 시 변동성이 증가한다는 레버리지 효과는 개별 수준에서 존재한다고 주장하기는 어렵다.

Rolling Window : 3 Month				
	ω	α_1	β_1	γ_1
MIN	-5.0000	-1.5520	-0.0907	-1.9770
1st QU	-2.1740	-0.4761	0.6727	-0.0902
MEDIAN	-1.9500	-0.2982	0.7078	0.0119
MEAN	-1.9650	-0.2716	0.7050	0.0082
3rd QU	-1.7370	-0.1080	0.7411	0.1089
MAX	-0.0151	2.0000	1.0000	1.9740
STDEV	0.4209	0.3280	0.0684	0.1767

Rolling Window : 6 Month				
	ω	α_1	β_1	γ_1
MIN	-5.0000	-1.3440	-0.0245	-1.9460
1st QU	-1.9630	0.0684	0.6983	-0.0705
MEDIAN	-1.6490	0.2333	0.7461	0.0064
MEAN	-1.6980	0.2483	0.7405	0.0001
3rd QU	-1.3560	0.4000	0.7913	0.0816
MAX	0.0067	2.0000	1.0000	1.1750
STDEV	0.5795	0.2984	0.0915	0.1620

2) Fama-Macbeth 횡단면 회귀 분석 : Rolling Window 3개월

<표 4> Fama-Macbeth Regression with Industry Dummies-3Month

Fama-Macbeth 횡단면 회귀 분석 결과이며, 계수들은 각 횡단면에서의 계수의 평균을 나타낸다. Rolling 기간은 3개월로, 각 3개월 동안의 수익률 변동성이 추정되었다. ω 은 현재 변동성이 장기적 변동성 수준에 받는 영향을 나타내며, α_1 는 예상치 못한 충격에 현재 변동성이 받는 영향을 나타낸다. β_1 은 변동성 군집효과의 지속성을 나타내며, γ_1 은 비대칭적인 변동성을 나타낸다. 고려된 요인은 기업규모(SIZE), 내부자본(ICM), PBR(Price/Book), 레버리지(LVRG), 이익 성장률(ESG), ROE(Return on Equity), CD 금리, LIBOR 3월 금리, 엔/원(JPYKRW), 달러/원(USDKRW), 수익률 곡선 기울기(SLOPE), GSCI 비에너지 지수(GSCI), 12주, 24주 모멘텀(12W, 24W-MOM), 6개월 일별 수익률 표준편차(VOL), 6개월 수익률 왜도(SKEWNESS)와 산업 요인이다. ***는 1%, **는 5%, *는 10%의 유의수준을 나타낸다. Adjusted R²는 각 횡단면 회귀분석에서의 평균 값을 제시하였다.

	ω	α_1	β_1	γ_1
Intercept	-1.3947***	1.3710***	0.6885***	1.0825***
SIZE	-0.0284**	-0.0703***	0.0016	-0.0440***
ICM	-0.0001	-0.0037**	0.0000	-0.0005
PBR	-0.0535***	-0.0715***	0.0015	0.0533***
LVRG	0.0013	0.0061**	0.0000	0.0018
ESG	0.0262	0.2596***	-0.0052	0.2019***
ROE	0.0123*	-0.0082	0.0025**	0.0149***
CD	-0.0004	0.0253	0.0006	0.0106
LIBOR	-0.0033	-0.0086	-0.0015	-0.0026
JPYKRW	0.0059	0.0084	0.0008	0.0037
USDKRW	0.0111	0.0268***	0.0022	0.0029
SLOPE	-0.0025	0.0113	0.0021	-0.0025
WTI	-0.0145	-0.0004	-0.0008	-0.0055
GSCI	0.0151	-0.0007	0.0024	-0.0047
12W-MOM	0.0043	0.0200	-0.0080	-0.0461***
24W-MOM	-0.0466	-0.0717***	-0.0061	-0.0306*
VOL	5.8316***	3.9237***	-0.4006**	-0.8969**
SKEWNESS	0.0118	0.0096	0.0024	0.0019
TEXTILE	0.0511	-0.0258	0.0078	-0.0217
PAPER	-0.1140	-0.0700	-0.0151	-0.0155
CHEMICAL	0.0061	-0.0103	-0.0002	-0.0125
MEDICINE	-0.0583	0.0049	-0.0076	-0.0084
NON_METAL	0.0092	-0.0271	0.0038	-0.0349
METAL	-0.0614	0.0189	-0.012	-0.0143
MACHINARY	-0.0160	-0.0013	-0.0049	-0.0373
IT	-0.0555	-0.0314	-0.0094	-0.0285
HEALTH	0.0586	-0.0214	0.0073	-0.0070
AUTOS	-0.0809	0.0126	-0.0174	0.0224
DISTRIBUTION	-0.0664	-0.0151	-0.0133	-0.0388
ELEC_GAS	-0.1242	0.1250	-0.0103	0.0006
CONSTRUCTION	-0.0238	-0.0010	-0.0062	-0.0542**
TRANSPORTATION	0.0309	-0.0138	0.0035	0.0098
COMMUNICATION	0.1900	0.1257**	0.0279	0.0690*
FINANCE	-0.1093	-0.0302	-0.0166	-0.0054
BANK	-0.3087	-0.1037	-0.0513	-0.1397
SECURITIES	0.027	-0.0886	-0.0005	-0.0649**
INSURANCE	0.0555	-0.0248	0.0065	-0.0344
SERVICE	-0.0287	-0.0498	-0.003	-0.0320*
MANUFACTURING	-0.0342	-0.0011	-0.0078	-0.0283*
Average Adjusted R ²	0.0089	0.0353	0.0041	0.0289

Fama-Macbeth 회귀 분석을 통하여 각 횡단면에서 변동성 모수들의 행태와 각 요인들이 어떠한 관계를 가지고 있는지 분석한다. 먼저 Rolling 기간이 3개월인 경우를 <표 4>에서 살펴본다. 첫째로 분산 방정식의 상수항인 ω 의 분석 결과를 살펴본다. ω 는 분산 방정식의 상수항으로서, 주식 변동성의 장기적인 평균 수준, 비조건부 변동성이 현재의 조건부 변동성 수준에 미치는 영향을 나타낸다고 할 수 있다. ω 에 대하여 기업 규모와 PBR은 음(-)의 관계를, 6개월 수익률 표준편차는 5% 유의 수준에서 양(+)의 관계를 나타냈다. 따라서 기업 규모가 클수록 현재의 변동성은 변동성의 장기적인 수준에 대해 영향을 적게 받을 것이라 할 수 있다. 이는 기업 규모와 총 변동성 수준이 음(-)의 관계를 보이기 때문에 나타나는 현상일 것이다. PBR이 높을수록 변동성 장기적인 수준에 받는 영향은 낮다. PBR이 높은 기업은 기업 규모가 클 가능성이 높으며(윤상용 외 2명, 2011), 따라서 마찬가지로 장기적인 변동성 수준에 대해 영향을 적게 받을 것이다. 반면 과거 6개월 동안의 수익률 표준편차가 높으면 ω 도 상승하는 것으로 나타났다. 즉 과거 실현된 변동 수준이 높을수록, 장기적인 변동성 수준에 받는 영향이 클 것이라 예상할 수 있다. 반면에 개별 산업 섹터 더미는 크게 유의한 경우가 나타나지 않았다.

α_1 은 지난 기의 충격에 대한 변동성의 반응 정도를 나타내며, α_1 의 값이 클수록 변동성이 예상치 못한 충격에 대해 민감하게 반응하고 있다고 할 수 있다. 기업 규모, 내부자본, PBR, 24주 모멘텀 수익률이 5% 수준에서 유의한 음(-)의 관계를 나타내었다. 결과에 따르면, 기업 규모가 클수록 예상치 못한 충격에 대해 더 작게 반응하고 있다는 것을 알 수 있다. 내부자본, 즉 유보 금액은 외부 충격 및 투자 기회에 대하여 기업이 긴급하게 대응할 수 있는 능력을 나타낸다. 반면 유보 금액이 많다는 것은 정보 비대칭 정도가 심하고, 대리인 문제가 발생할 가능성이 크다고도 할 수 있다. 본 연구의 결과에서는, α_1 과 내부 자본이 음(-)의 관계를 나타내었고, 전자의 효과가 변동성 과정에 상대적으로 더 강하게 나타나는 것으로 해석할 수 있다. ω 의 경우와 마찬가지로, PBR이 큰 기업의 경우는 기업 규모가 클 가능성이 높고, 따라서 역시 외부 충격에 대하여 상대적으로 작게 반응할 것이라 생각할 수 있다. 24주 모멘텀 수익률이 높을수록, 외부 충격에 대한 영향을 적게 받는 것으로 나타났다. 모멘텀 수익률이 높은 경우, 가까운 미래에 기업에 대한 더 높은 밸류에이션이 나타날 것을 예상할 수 있다. 따라서, 기업의 규모가 상승하는 만큼 외부 충격에 대한 영향을 적게 받는 것으로 해석할 수 있다.

반면에 레버리지, 이익 증가율(ESG), 달러/원 환율, 6개월 수익률 표준편차가 5% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 나타내었다. 레버리지가 상승할수록, 예상치 못한 충격에 대한 영향을 커지는 것으로 나타났으며, 이는 직관에 부합하는 결과이다. 이익 성장률(ESG)의 경우, 높아질수록 변동성은 외부 충격에 대한 영향을 크게 받는 것으로 나타났다.

이익 성장률이 높다는 것은 성장 국면에 있는 기업일 것이며, 따라서 상대적으로 규모가 작을 가능성이 크다. 따라서 충격에 대한 영향을 적게 받을 것이다. 달러/원 환율에 대하여는 주식 수익률이 양(+)의 관계를 가지고 있는 기업일수록, 외부 충격에 대해서 변동성이 받는 영향이 큰 것으로 나타났다. 그리고 과거 6개월 동안의 수익률 표준편차가 클수록, 전기의 충격에 대한 현재 변동성의 반응은 커지는 것으로 나타났다. 즉 과거 변동성 수준이 높았다면, 그 이후에도 변동성은 충격에 대해 민감하게 반응할 가능성이 높다.

β_1 은 수익률 변동성 과정의 특징인 군집 현상의 지속성을 나타내는 것이라 할 수 있다. 즉, β_1 가 클수록, 그 주식의 변동성 과정은 특정 수준에 한동안 머물러 있을 가능성이 크다. β_1 과 크게 유의한 요인은 많지 않았으나, ROE가 양(+)의 관계를, 6개월 수익률 표준편차가 음(-)의 관계를 나타내었다. ROE가 높은 기업은 레버리지를 많이 사용한 기업일 수도 있으나, 반면 채산성이 좋은 기업일 수도 있다. 본 연구의 결과를 살펴보면 ROE의 경우, 전자의 효과가 더 크다고 할 수 있으나, 레버리지의 계수가 유의하게 도출되지 않았기 때문에 해석에 있어서 유의할 필요가 있다. 특이한 점은 6개월 수익률 표준편차가 음(-)의 관계를 가지고 있다는 것으로 나타난 것이다. 따라서 과거 변동성 수준이 높을 수록, 오히려 군집효과는 줄어들 수 있다는 것이다.

γ_1 은 변동성의 비대칭성을 나타낸다. γ_1 과 음(-)의 유의한 관계를 가지고 있는 요인은 기업규모, 12주 모멘텀, 6개월 수익률 표준편차이며, 양(+)의 관계를 가지고 있는 요인은 PBR, 이익 증가율, ROE로 나타났다. γ_1 은 음(-)의 값을 가지게 되면 음에 충격에 대해 더 크게 반응하는 변동성의 특징을 나타내며, 양(+)의 값을 가질 경우 양의 충격에 대해 더 크게 반응하는 비대칭성을 나타낸다. 기존 연구에서는 개별 기업 수준에서, 레버리지 효과는 기업의 규모와 레버리지 정도에 영향을 받는다고 하였다(Cheung and Ng, 1992; Duffee, 1995). 즉 기업의 규모가 크면 클수록, 레버리지 수준이 낮을수록, 상대적으로 음의 충격 발생시 변동성의 증가가 적다는 것이다. 그러나 본 연구의 결과는 기존의 연구와 차이점이 있다. 기업 규모는 γ_1 과 음(-)의 관계를 가지고 있는 것으로 나타났는데, 이는 규모가 큰 기업일수록 부정적인 뉴스(Bad news)에 더 크게 반응한다는 것을 의미한다. 상대적으로 규모가 크면 시장에서의 관심도 높다. 따라서 음(-)의 충격에 대해 규모가 작은 기업에 비해 더 크게 변동성이 반응할 수 있다. 또한 6개월 수익률 표준편차가 높은 경우에도 역시 γ_1 과 음(-)의 관계를 가지고 있고, 이는 과거 변동성 수준이 높은 경우에 부정적인 뉴스에 더 크게 반응할 수 있는 것으로 나타났다. 12주 모멘텀과 γ_1 와 음(-)의 관계를 나타내었다는 것은 특이한 점이다. 반면에 레버리지는 γ_1 와 유의한 모습을 보이지 않았다. 따라서 3개월 동안의 일별 수익률의 변동성 과정은 지난 3개월 동안의 시가총액

대비 부채의 정도에 대하여 큰 유의함을 가지지 못했으며, 따라서 레버리지 효과의 측면에서 변동성의 비대칭성을 설명하는 것은 어려운 것으로 나타났다.

<표 5> Fama-Macbeth Regression without Industry Dummies-3Month

산업 요인을 고려하지 않은 Fama-Macbeth 횡단면 회귀 분석 결과이며, 계수들은 각 횡단면에서의 계수의 평균을 나타낸다. Rolling 기간은 3개월로, 각 3개월 동안의 수익률 변동성이 추정되었다. ω 은 현재 변동성이 장기적 변동성 수준에 받는 영향을 나타내며, α_1 는 예상치 못한 충격에 현재 변동성이 받는 영향을 나타낸다. β_1 은 변동성 군집효과의 지속성을 나타내며, γ_1 은 비대칭적인 변동성을 나타낸다. 고려된 요인은 기업규모(SIZE), 내부자본(ICM), PBR(Price/Book), 레버리지(LVRG), 이익 성장률(ESG), ROE(Return on Equity), CD 금리, LIBOR 3월 금리, 엔/원(JPYKRW), 달러/원(USDKRW), 수익률 곡선 기울기(SLOPE), GSCI 비에너지 지수(GSCI), 12주, 24주 모멘텀(12W, 24W-MOM), 6개월 일별 수익률 표준편차(VOL), 6개월 수익률 왜도(SKEWNESS)이다. ***는 1%, **는 5%, *는 10%의 유의수준을 나타낸다. Adjusted R2는 각 횡단면 회귀분석에서의 평균 값을 제시하였다.

	ω	α_1	β_1	γ_1
Intercept	-1.5054***	1.3478***	0.6685***	1.0153***
SIZE	-0.0258**	-0.0700***	0.0021	-0.0422***
ICM	0.0003	-0.0041**	0.0001	-0.0004
PBR	-0.0526***	-0.0703***	0.0018	0.0536***
LVRG	0.0020	0.0058**	0.0002	0.0015
ESG	0.0310	0.2563***	-0.0044	0.1956***
ROE	0.0075	-0.0075*	0.0018	0.0138***
CD	-0.0005	0.0238	0.0007	0.0115
LIBOR	-0.0073	-0.0103	-0.0021	-0.0056
JPYKRW	0.0072	0.0086	0.0010	0.0032
USDKRW	0.0097	0.0260***	0.0018	0.0032
SLOPE	-0.0015	0.0109	0.0024	-0.0031
WTI	-0.0109	-0.0005	-0.0004	-0.0047
GSCI	0.0122	-0.0002	0.0019	-0.0059
12W-MOM	0.0170	0.0180	-0.0059	-0.0452***
24W-MOM	-0.0451	-0.0682**	-0.0058	-0.0336**
VOL	5.835***	3.8893***	-0.4035**	-0.8984**
SKEWNESS	0.0100	0.0082	0.0022	0.0014
Average Adjusted R ²	0.0081	0.0361	0.0045	0.0282

이번에는 산업 요인을 고려하지 않은 경우를 <표 5>에서 살펴본다. 산업 요인들을 통제하지 않은 경우에도, 요인들의 유의성에 있어서는 큰 차이는 발견할 수 없었다. 즉, 산업 요인들은 변동성 과정의 차이를 발생시키는데 있어서 차지하는 부분이 적다고 할 수 있다. ω 에서는 역시 마찬가지로 기업규모와 PBR이 음의 관계를 보였으며, 6개월 수익률 표준편차는 양의 관계를 보였다. α_1 에서도 계수 값들의 증감에만 약간 차이가 있을 뿐, 유의함은 차이가 없었다. β_1 는 산업 요인을 고려했을 때와 달리, ROE가 유의하지 않게 나타났고 오직 과거 수익률 표준편차가 음의 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 따라서 β_1 은 과거 수익률 표준편차에 대해서 일관적으로 영향을 받고 있다는 것을 알 수 있다. γ_1 에서도 산업 요인을 고려하지 않음에도 계수의 유의성과 그 방향에는 변화가 나타나지 않았다.

3) Fama-Macbeth 횡단면 회귀 분석 : Rolling Window 6개월

<표 6> Fama-Macbeth Regression with Industry Dummies-6Month

Fama-Macbeth 횡단면 회귀 분석 결과로, 계수들은 각 횡단면에서의 계수의 평균을 나타낸다. Rolling 기간은 6개월로, 각 6개월 동안의 일별 수익률 변동성이 추정되었다. ω 은 현재 변동성이 장기적 변동성 수준에 받는 영향을 나타내며, α_1 는 예상치 못한 충격에 현재 변동성이 받는 영향을 나타낸다. β_1 은 변동성 군집효과의 지속성을 나타내며, γ_1 은 비대칭적인 변동성을 나타낸다. 고려된 요인은 기업규모(SIZE), 내부자본(ICM), PBR(Price/Book), 레버리지(LVRG), 이익 성장률(ESG), ROE(Return on Equity), CD 금리, LIBOR 3월 금리, 엔/원(JPYKRW), 달러/원(USDKRW), 수익률 곡선 기울기(SLOPE), GSCI 비에너지 지수(GSCI), 12주, 24주 모멘텀(12W, 24W-MOM), 6개월 일별 수익률 표준편차(VOL), 6개월 수익률 왜도(SKEWNESS)와 산업 요인이다. ***는 1%, **는 5%, *는 10%의 유의수준을 나타낸다. Adjusted R²는 각 횡단면 회귀분석에서의 평균 값을 제시하였다.

	ω	α_1	β_1	γ_1
Intercept	-0.3706	2.1534***	0.7951***	0.9434***
SIZE	-0.0540**	-0.0749***	-0.0010	-0.0377***
ICM	-0.0289**	-0.0834***	0.0058*	0.0360***
PBR	0.0033	0.0023	0.0005	-0.0006
LVRG	0.2145***	0.2413***	0.0183**	0.1356***
ESG	-0.0046	-0.0038	-0.0007	0.0011
ROE	0.0157	-0.0158**	0.0028	0.0165***
CD	0.0253	0.0061	0.0033	0.0028
LIBOR	-0.0452	0.0208	-0.0091	0.0024
JPYKRW	0.0057	0.0131**	0.0003	0.0085**
USDKRW	-0.0141	0.0174	-0.0017	-0.0012
SLOPE	0.0308	-0.0045	0.0045	-0.0009
WTI	-0.0319**	0.0044	-0.004**	-0.0073**
GSCI	0.0139	0.0027	0.0015	0.0075**
12W-MOM	-0.0434	0.0095	-0.0106	-0.0328***
24W-MOM	-0.1019*	-0.0420*	-0.0186	-0.0169**
VOL	3.5404**	1.5123***	-0.4526*	-1.4495**
SKEWNESS	0.0378*	-0.0034	0.0064*	0.0201**
TEXTILE	-0.0381	-0.0151	-0.0046	-0.0098
PAPER	-0.1577	0.0020	-0.0292*	-0.0151
CHEMICAL	-0.1773**	-0.0402	-0.0262***	0.0239
MEDICINE	-0.1390	0.0153	-0.0220	0.0427
NON_METAL	-0.2488***	-0.0047	-0.0383***	0.0068
METAL	-0.143**	-0.0627	-0.0258***	-0.0081
MACHINERY	-0.1095	0.0033	-0.0198	0.0045
IT	-0.1772**	-0.0383	-0.0296***	0.0026
HEALTH	-0.2673	-0.0639	-0.0387	0.0576
AUTOS	-0.0787	-0.0033	-0.0172	0.0124
DISTRIBUTION	-0.1352*	-0.0234	-0.0267***	-0.0023
ELEC_GAS	-0.1006	0.0443	-0.0137	0.0281
CONSTRUCTION	-0.1956***	-0.0251	-0.0289***	-0.0180
TRANSPORTATION	0.0070	0.0102	-0.0046	0.0041
COMMUNICATION	0.1802	0.0826	0.0191	0.0477
FINANCE	-0.1168	-0.0338	-0.0192	0.0125
BANK	-0.7127*	-0.0758	-0.0997*	-0.0805**
SECURITIES	-0.2140*	-0.1006*	-0.0317*	0.0136
INSURANCE	-0.1856	-0.0593	-0.0318	0.0667
SERVICE	-0.1230*	-0.0561*	-0.0203*	0.0024
MANUFACTURING	-0.1642**	-0.0180	-0.0286**	0.0073
Average Adjusted R ²	0.0165	0.0612	0.0119	0.0378

Rolling Window가 6개월인 경우를 살펴보면, 계수의 유의성에서 약간의 변화를 보였다. 전반적으로 산업 요인들의 유의성이 ω 와 β_1 에 대하여 눈에 띄게 증가하였다. 먼저 ω 를 살펴보면, 기업규모와 내부자본, WTI가 음의 관계를 나타내었고, 레버리지와 과거 6개월 수익률 표준편차가 양의 관계를 가지고 있었다. Rolling 기간이 3개월인 경우와 달리, WTI와 레버리지가 새롭게 유의한 것으로 나타났다. WTI에 대한 익스포저가 양(+)으로 클수록, 즉 WTI와 같은 방향으로 주식 수익률이 움직이는 방향이 같은 기업일수록, 변동성의 장기적인 평균 수준에 대해 현재의 변동성이 받는 영향이 적은 것이라고 할 수 있다. 유가의 상승은 기업 입장에서 비용의 증가일 수 있다. 반면에 유가의 상승은 전반적인 산업과 경제의 수요 증가와 함께 나타나며, 주식 수익률의 상승을 불러온다. 따라서 장기적인 변동성 수준에 대해서 적게 영향을 받을 수 있다. 또한 레버리지 수준이 높을수록, 장기 수준의 변동성이 현재 변동성에 미치는 영향이 크다고 할 수 있다.

α_1 에 대해서는 기업규모와 내부자본, ROE는 음의 관계를, 레버리지와 엔/원 환율, 6개월 수익률 표준편차는 양의 관계를 나타내었다. 3개월 Rolling기간의 경우와 달리 이익 증가율과 달러/원 환율은 유의함을 보이지 못하였고, ROE와 엔/원 환율이 새롭게 유의함을 보였다. 엔/원 환율의 익스포저가 양(+)으로 클수록, 즉, 엔/원 환율과 같은 방향으로 움직일수록 변동성의 예상치 못한 충격에 대한 영향이 커지는 것이라 할 수 있다. β_1 에 대한 결과를 살펴보면, 내부자본과 레버리지는 양의 관계를, WTI는 음의 관계를 나타내었다. 내부자본과 WTI, 그리고 레버리지가 3개월 Rolling 기간의 경우와 달리 유의하게 나타났다. 흥미로운 것은 내부자본이 α_1 에 대한 결과와 반대로, β_1 에 대해서는 양의 관계를 나타내었다는 것이다. 따라서 내부자본이 클수록 충격에는 적게 반응하지만, 그 변동성 수준의 지속성은 더 크게 나타난다고 할 수 있다. 반면 레버리지는 α_1 에 대한 결과와 마찬가지로, β_1 에 대하여 양의 관계를 지속하였다. 즉 레버리지가 크면 충격에도 민감하고, 지속성에도 양의 영향을 미친다고 할 수 있다. 6개월 수익률 표준편차는 계수의 부호는 음(-)으로 앞의 분석과 같았지만, 유의성은 하락하는 모습을 보였다.

변동성의 비대칭성을 나타내는 γ_1 에 대하여, 기업규모와 WTI, 변동성, 그리고 12주와 24주 모멘텀은 음(-)의 영향을, 레버리지와 내부자본, ROE, 그리고 엔/원 환율, 6개월 수익률 왜도는 양(+)의 관계를 보였다. 레버리지 정도가 클수록 γ_1 도 크게 나타나며, 이는 레버리지가 음의 충격에 대한 변동성의 비대칭성을 설명하는 것은 어렵다는 것을 나타낸다. 즉 이는 3개월 Rolling 기간의 결과처럼, 레버리지 정도는 부정적 뉴스에 대한 변동성의 비대칭적 반응을 설명하기는 어렵다는 것을 말한다. 모멘텀 수익률이 증가할수록, 즉 과거 높은 수익률을 유지하고 있던 경우, 부정적인 뉴스에 상대적으로 더 민감하게 반응하여 변동성이 커지는 비대칭적인 모습을 보였다. 이 현상에 대해 정확한 원인에 대한 분석은

본 연구의 범위를 벗어나는 것으로 추후 연구로 남겨둔다. 6개월 수익률 왜도가 높을수록 γ_1 상승하며, 즉 양의 충격에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 과거 수익률의 왜도가 높다는 것은, 상대적으로 수익률 분포에서 양(+)의 방향으로 꼬리가 두텁게 나타난다는 것이다. 따라서 수익률의 극단적인 값이 양(+)의 방향으로 나타날 가능성이 크기 때문에, 이와 같은 결과가 나타난 것이라 할 수 있다.

전반적으로 Rolling 3개월 분석에 비해, 산업 요인에서 유의한 경우를 많이 찾을 수 있었다. ω 의 경우, 유의한 요인들은 대부분 음(-)의 관계를 가지고 있었다. 상대적으로 비철금속 산업과, 건설, 은행업 등의 변동성이 더 낮은 장기적 변동성 수준에 대한 영향을 받고 있었다. β_1 에 대해서도 역시 대부분의 산업 요인들은 음(-)의 관계를 나타내었다. 비철금속, 건설업 등이 앞의 경우와 마찬가지로 다른 산업에 비하여 변동성 수준의 지속성이 더 낮게 나타남을 알 수 있다. 그러나 산업 요인의 차이를 만들어내는 뚜렷한 차이를 찾기는 어려웠다.

<표 7> Fama-Macbeth Regression without Industry Dummies-6Month

산업 요인을 고려하지 않은 Fama-Macbeth 횡단면 회귀 분석 결과이며, 계수들은 각 횡단면에서의 계수의 평균을 나타낸다. Rolling 기간은 6개월로, 각 6개월 동안의 수익률 변동성이 추정되었다. ω 은 현재 변동성이 장기적 변동성 수준에 받는 영향을 나타내며, α_1 는 예상치 못한 충격에 현재 변동성이 받는 영향을 나타낸다. β_1 은 변동성 군집효과의 지속성을 나타내며, γ_1 은 비대칭적인 변동성을 나타낸다. 고려된 요인은 기업규모(SIZE), 내부자본(ICM), PBR(Price/Book), 레버리지(LVRG), 이익 성장률(ESG), ROE(Return on Equity), CD 금리, LIBOR 3월 금리, 엔/원(JPYKRW), 달러/원(USDKRW), 수익률 곡선 기울기(SLOPE), GSCI 비에너지 지수(GSCI), 12주, 24주 모멘텀(12W, 24W-MOM), 6개월 일별 수익률 표준편차(VOL), 6개월 수익률 왜도(SKEWNESS)이다. ***는 1%, **는 5%, *는 10%의 유의수준을 나타낸다. Adjusted R²는 각 횡단면 회귀분석에서의 평균 값을 제시하였다.

	ω	α_1	β_1	γ_1
Intercept	-0.6846	2.1194***	0.7427***	0.9300***
SIZE	-0.0477**	-0.0750***	0.0000	-0.0370***
ICM	-0.0311**	-0.0811***	0.0054**	0.0369***
PBR	0.0042	0.0025	0.0006	-0.0006
LVRG	0.2140***	0.2464***	0.018**	0.1340***
ESG	-0.0041	-0.0033*	-0.0007	0.0009
ROE	0.0183	-0.0143***	0.0031**	0.0147***
CD	0.0258	0.0066	0.0038	0.0042
LIBOR	-0.0409	0.0193	-0.0084	0.0011
JPYKRW	0.0022	0.0137**	-0.0002	0.0084**
USDKRW	-0.0121	0.0173	-0.0014	-0.0014
SLOPE	0.0349	-0.0025	0.0053	-0.0008
WTI	-0.0313**	0.0030	-0.0038*	-0.0078***
GSCI	0.0163	0.0030	0.0019	0.0072**
12W-MOM	-0.0497	0.0124	-0.0111	-0.0324**
24W-MOM	-0.1053*	-0.0413*	-0.0186	-0.0177**
VOL	3.5431**	1.5777***	-0.4559*	-1.4514**
SKEWNESS	0.0383*	-0.0033	0.0065**	0.0190**
Average Adjusted R ²	0.0145	0.0614	0.0104	0.0384

산업 요인을 고려하지 않은 경우에도 역시 요인들의 유의성에는 큰 변화는 없었다. 다만 β_1 에서 ROE가 높은 기업일수록 변동성 수준의 지속성이 증가하며, 수익률 왜도가 높을수록 역시 변동성의 지속성은 증가하는 변화를 보였다. ROE가 높은 기업은 상대적으로 레버리지의 정도가 더 클 가능성이 높고, 따라서 변동성의 군집 효과가 더 크게 나타날 가능성이 크다고 할 수 있다.

V. 결 론

주식 수익률 변동성에 대한 기존의 연구는 지금까지 총 시장 변동성의 패턴과 변동성의 설명요인을 규명하는데 집중되어왔다. 이와 달리 본 연구는 개별 주식 수익률의 변동성 과정의 차이를 발생하게 하는 요인이 무엇인지를 찾기 위한 연구를 진행하였다. 먼저 수익률 변동성의 비대칭성을 고려한 EGARCH 모델을 사용하여 변동성의 성질을 나타내는 모수 값을 추정하였다. 그리고 주식 수익률을 잘 설명하는 것으로 알려진 거시경제, 기업 펀더멘털, 기술적 요인들과 산업 요인을 독립변수로 하여, EGARCH로 추정된 변동성 모수들에 대한 Fama-Macbeth 횡단면 회귀분석을 진행하여 어떠한 요인들이 변동성 과정의 특징과 연관되어 있는지 분석하였다.

본 연구의 결과를 종합하여 보았을 때, 개별 기업의 변동성 과정들의 특징은 주로 기업규모, 레버리지 등의 펀더멘털 요인과 과거 모멘텀 수익률과 과거 수익률 표준편차 수준 등의 기술적 요인에 의해서 일관적인 영향을 받고 있음을 알 수 있었다. Rolling 기간에 관계없이 주로 기업규모가 큰 기업일수록, 장기적인 변동성 수준에 대해 영향을 적게 받으며, 예상치 못한 충격에 덜 민감하고, 음의 충격에 더 민감하게 변동성이 반응하였다. 또한 레버리지가 높은 기업일수록, 예상치 못한 충격에 더 크게 반응하고, 군집효과의 지속성이 크게 나타나는 것을 알 수 있었다. 과거 6개월 수익률 변동성의 수준이 높을수록, 예상치 못한 충격에는 민감하게 반응하지만, 군집효과는 오히려 감소하는 것으로 나타났으며, 음의 충격, 즉 부정적인 뉴스에는 더 민감하게 반응하는 비대칭성을 보여주었다. 그리고 선행 연구(Cheung and Ng, 1992; Duffee, 1995)와 달리 개별 기업 수준에서 주식 수익률 변동성의 음의 충격에 대한 비대칭성은 레버리지 수준으로 설명하기는 어려웠다.

본 연구의 가장 큰 의의는 개별 주식 수익률의 변동성 과정의 특징에 영향을 미치는 여러 요인들이 무엇인지를 밝혔다는 점이다. 즉, 개별 기업의 수준에서 변동성 과정이 다르게 나타나는 것은 주로 기업 고유의 펀더멘털 요인과 모멘텀 수익률, 과거 변동성 수준에 기인한다는 것을 연구하였다. 본 연구의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 기업공개 후 얼마

지나지 않은 기업 등의 경우에 본 연구의 결과가 사용될 수 있다. 이 경우, 변동성 수준을 추정하는데 표본이 적어서 어려움이 있다. 이때 본 연구에서의 결과를 활용하여, EGARCH의 모수 추정치를 구하고 다시 이를 활용하여 변동성을 추정하는 2Step의 추정을 할 수 있다. 이는 개별 주식 옵션을 운용하는 입장에서 유용하게 사용될 수 있다. 둘째로, 포트폴리오 관점에서 볼 때 본 연구의 결과는 시사하는 바가 있을 수 있다. 주식 포트폴리오를 운용하는 입장에서 변동성에 대한 관리는 매우 중요하다. 특히, 포트폴리오가 상대적으로 압축되어 있는 액티브 매니저에게 있어서 더 중요하다. 본 연구의 결과를 바탕으로, 포트폴리오 매니저는 어떠한 종목이 예상치 못한 충격에 더 노출되어있는지, 또는 부정적인 뉴스에 더 크게 반응하는지를 판단할 수 있고 적절하게 대응할 수 있다.

본 연구는 개별 주식 수익률의 변동성 과정이 어떠한 요인들에 의해서 다르게 실현되는가를 밝혔지만, 그 원인에 대해서는 정확하게 제시하지 못하는 한계점이 남아있다. 특히 모멘텀 수익률이 높으면 충격에 상대적으로 덜 민감하게 반응하고, 부정적인 뉴스에는 더 크게 반응하는 경향이 있었으나, 그 원인에 대해서는 밝히지 못하였다. 마지막으로 본 연구는 총 변동성 과정을 연구하였으나, 기존 자산가격 모델을 이용한 고유 변동성 과정에도 적용될 수 있을 것이다. 따라서 향후 본 연구는 변동성 과정에 대한 여러 요인들의 반응과 그 원인에 대해서 깊게 연구하는 방향으로 확장되어야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 구본일, “한국 주식시장에서의 주가변동성의 비대칭성에 관한 연구”, 재무연구, 제13권 제1호, 2000, 129-159.
- 김민호, 오현탁, Nielsen, James, “연구논문 : KOSPI200 선물 시장의 거래활동과 현물 주식 시장의 변동성”, 재무관리연구, 제20권 제2호, 2003, 235-261.
- 김세완, “경기변동을 고려한 주식수익률과 변동성 관계의 변화 : 비대칭 GARCH 모형을 이용하여”, 금융연구, 제23권 제2호, 2009, 1-28.
- 문규현, 홍정호, “KOSPI200 선물시장의 수익률, 변동성, 거래량 및 미결제약정간의 관련성”, 재무관리연구, 제24권 제4호, 2007, 107-134.
- 박종원, 권택일, “KOSPI200 선물거래, 주식시장의 변동성 그리고 시장마찰요인”, 재무관리연구, 제17권 제2호, 2000, 143-173.
- 박종원, “KOSPI200 파생상품 거래와 주식수익률 변동성의 비대칭성”, 재무관리연구, 제23권 제1호, 2006, 101-133.
- 변종국, 조정일, 정기웅, “주식수익률의 비대칭적 변동성의 결정요인에 관한 연구”, 재무연구, 제16권 제2호, 2003, 31-65.
- 윤상용, 구본일, 엄영호, “기업변동성과 주식수익률의 횡단면에 관한 연구”, 재무연구, 제24권 제1호, 2011, 91-130.
- 장대홍, “주가 변동성과 파생상품거래”, 재무관리연구, 제26권 제4호, 2009, 63-81.
- Aydemir, A., M. Gallmeyer, and B. Hollifield, “Financial leverage does not cause the leverage effect,” AFA 2007 Chicago Meetings Paper, 2006.
- Bekaert, G. and G. Wu, “Asymmetric volatility and risk in equity markets,” *Review of Financial Studies*, 13(1), (2000), 1-42.
- Black, F., “Studies of Stock Market Volatility Changes,” Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, (1976), 177-181.
- Brandt, M. W. and Q. Kang, “On the relationship between the conditional mean and volatility of stock returns : A latent VAR approach,” *Journal of Financial Economics*, 72(2), (2004), 217-257.
- Chan, L. K. C., J. Karceski, and J. Lakonishok, “The risk and return from factors,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(2), (1998), 159-188.
- Chen, N.-F., “Financial investment opportunities and the macroeconomy,” *The Journal*

- of Finance*, 46(2), (1991), 529-554.
- Chen, N.-F., R. Roll, and S. A. Ross, "Economic forces and the stock market," *Journal of business*, 59(3), (1986), 383.
- Cheung, Y.-W. and L. K. Ng, "Stock Price Dynamics and Firm Size : An Empirical Investigation," *Journal of Finance*, 47(5), (1992), 1985-97.
- Christie, A. A., "The stochastic behavior of common stock variances : Value, leverage and interest rate effects," *Journal of financial Economics*, 10(4), (1982), 407-432.
- Daouk, H. and D. Ng, "Is unlevered firm volatility asymmetric?," *Journal of Empirical Finance*, 18(4), (2011), 634-651.
- Duffee, G. R., "Stock returns and volatility a firm-level analysis," *Journal of financial economics*, 37(3), (1995), 399-420.
- Engle, R. F., "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation," *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, (1982), 987-1007.
- Engle, R., E. Ghysels, and B. Sohn, "On the economic sources of stock market volatility," AFA 2008 New Orleans Meetings Paper, 2008.
- Engle, R. F. and J. G. Rangel, "The spline-GARCH model for low-frequency volatility and its global macroeconomic causes," *Review of Financial Studies*, 21(3), (2008), 1187-1222.
- Errunza, V. and K. Hogan, "Macroeconomic determinants of European stock market volatility," *European Financial Management*, 4(3), (1998), 361-377.
- Faff, R. W. and T. J. Brailsford, "Oil price risk and the Australian stock market," *Journal of Energy Finance and Development*, 4(1), (1999), 69-87.
- Fama, E. F., "Stock returns, expected returns, and real activity," *The Journal of Finance*, 45(4), (1990), 1089-1108.
- Fama, E. F. and K. R. French, "The cross-section of expected stock returns," *The Journal of Finance*, 47(2), (1992), 427-465.
- Fama, E. F. and K. R. French, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics*, 33(1), (1993), 3-56.
- Fama, E. F. and K. R. French, "Multifactor explanations of asset pricing anomalies," *The Journal of Finance*, 51(1), (1996), 55-84.

- Fama, E. F. and K. R. French, "Testing trade off and pecking order predictions about dividends and debt," *Review of financial studies*, 15(1), (2002), 1-33.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, "Risk, return, and equilibrium : Empirical tests," *The Journal of Political Economy*, (1973), 607-636.
- Figlewski, S. and X. Wang, "Is the "Leverage Effect" a Leverage Effect?," 2000.
- French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh, "Expected stock returns and volatility," *Journal of financial Economics*, 19(1), (1987), 3-29.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle, "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks," *The Journal of Finance*, 48(5), (1993), 1779-1801.
- Hamilton, J. D. and D. H. Kim, "A re-examination of the predictability of the yield spread for real economic activity," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(2), (2002), 340-360.
- Hammoudeh, S. and E. Aleisa, "Dynamic relationships among GCC stock markets and NYMEX oil futures," *Contemporary Economic Policy*, 22(2), (2004), 250-269.
- Kang, C. O. and H. G. Kang, "The Effect of Credit Risk on Stock Returns," *Journal of Economic Research*, 14(2), (2009), 49-67.
- Kang, H. G., "Time-Varying Macroeconomic Exposures in the Indian Stock Market," *Journal of South Asian Studies*, 15(1), (2009).
- Karolyi, G. A., "Why stock return volatility really matters," *Strategic Investor Relations*, 1, (2001), 51-59.
- Jegadeesh, N. and S. Titman, "Returns to buying winners and selling losers : Implications for stock market efficiency," *The Journal of Finance*, 48(1), (1993), 65-91.
- Mele, A., "Asymmetric stock market volatility and the cyclical behavior of expected returns," *Journal of Financial Economics*, 86(2), (2007), 446-478.
- Nelson, D. B., "Conditional heteroskedasticity in asset returns : A new approach," *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, (1991), 347-370.
- Pastor, L. and R. F. Stambaugh, "Liquidity Risk and Expected Stock Returns," *Journal of Political Economy*, 111(3), (2003), 642-685.
- Paye, B. S., "Deja vol' : Predictive regressions for aggregate stock market volatility using macroeconomic variables," *Journal of Financial Economics*, 106(3), (2012),

527-546.

Schwert, G. W., "Why does stock market volatility change over time?," *The Journal of Finance*, 44(5), (1989), 1115-1153.

Schwert, G. W., "Business Cycles, Financial Crises, and Stock Volatility," No. 2957. National Bureau of Economic Research, Inc, 1990.

Shiller, R. J., "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?," *American Economic Review*, 71(3), (1981), 421-36.

Shiller, R. J., "The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency," *The Journal of Finance*, 36(2), (1981), 291-304.

Stein, J. C., "Internal capital markets and the competition for corporate resources," *The Journal of Finance*, 52(1), (1997), 111-133.

Wu, G., "The determinants of asymmetric volatility," *Review of Financial Studies*, 14(3), (2001), 837-859.

The Determinants of Heterogenous Volatility Process*

Hyoung-goo Kang** · Changmin Lee***

Hansoo Choi**** · Minyeon Han*****

〈abstract〉

We analyze the determinants of individual stock return volatility process in Korean stock market. Through conducting research on the relationship between factors that explain stock return's variation and individual volatility process, we investigate which factor determines heterogeneity of individual volatility process. For this analysis, we perform regression of estimated parameters from EGARCH on macroeconomic, fundamental and technical factor exposure of individual firms, following Fama and Macbeth (1973) method. Our findings are following. First, the heterogeneous behavior of individual volatility process is explained by firm's specific fundamental factor, momentum and historical volatility level. Second, macroeconomic factor has lower explanatory power than other factors. Finally, the asymmetric effect of volatility in firm level is not explained by leverage effect.

Keywords : Individual Stock Return Volatility Process, EGARCH, Fundamental Factor, Leverage Effect

* This work was supported by the research fund of Hanyang University(HY-2013).

** First author, School of Business, Hanyang University

*** Corresponding author, School of Business, Hanyang University

**** Korea Institute of Public finance

***** School of Business, Hanyang University