



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

2012년 2월  
경영학 석사학위 논문

한국 주식시장에서 주식수익률의  
고유변동성과 기대수익률 간의 관계

조선대학교 경영대학원

경영학과 석사과정

임 병 옥

한국 주식시장에서 주식수익률의  
고유변동성과 기대수익률 간의 관계

A Study on the Relationship Between Idiosyncratic  
volatility in the Korean Stock Market

2012년 2월

조선대학교 경영대학원  
경영학과 석사과정  
임 병 옥

한국 주식시장에서 주식수익률의  
고유변동성과 기대수익률 간의 관계

지도교수 이 한 재

이 논문을 경영학 석사학위 논문으로 제출합니다.

2011년 10월

조선대학교 경영대학원

경영학과 석사과정

임 병 옥

임병옥의 경영학 석사학위 논문을 인준합니다.

위원장 조선대학교 교수 윤종록 (인)

위원 조선대학교 교수 서성호 (인)

위원 조선대학교 교수 이한재 (인)

2011年 12月

조선대학교 경영대학원

# <제목 차례>

I. 서론 .....	1
1. 연구의 필요성 .....	1
2. 연구의 목적과 논문의 구성 .....	2
II. 선행연구 .....	3
제1절 고유변동성에 관한 연구 .....	3
1. 국내 연구 .....	3
2. 외국 연구 .....	4
제2절 기업 특성에 관한 연구 .....	5
1. 국내 연구 .....	5
2. 외국 연구 .....	6
III. 연구방법론 .....	7
제1절 개별기업의 고유변동성 측정을 위한 변수 .....	7
1. Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용한 고유변동성 검증 .....	7
2. Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 대안적 3요인 모형을 이용한 고유변동성 검증 .....	12
3. 포트폴리오 투자전략 .....	18

IV. 자료 및 기초통계량 .....	20
1. 자료 및 표본기간 .....	20
V. 실증분석 결과 .....	21
제1절 고유변동성 기준 포트폴리오 분류 .....	22
제2절 기업의 특성을 통제한 후의 고유변동성과 주식수익률의 관계 .....	26
1. 기업규모 효과의 통제 .....	26
2. 장부가/시가 비율의 통제 .....	31
제3절 모멘텀 거래전략 .....	34
VI. 결 론 .....	39
참고문헌 .....	41

## 〈표 목차〉

<표1> 표본에 대한 요약 통계량 .....	19
<표2> 요인모형별 개별기업의 고유변동성에 기초한 포트폴리오의 성과 .....	22
<표3> 요인모형별 개별기업의 고유변동성과 통제변수와의 관계 .....	24
<표4> 기업규모와 개별기업 고유변동성을 통제한 후의 포트폴리오 성과 .....	29
<표5> 장부가/시가와 개별기업 고유변동성을 통제한 후의 포트폴리오 성과 .....	32
<표6> 고유변동성 추정 후 보유기간의 차이에 따른 요인 모형별 포트폴리오의 성과 .....	34
<표7> 고유변동성 추정 후 포트폴리오 구성기간의 차이에 따른 요인 모형별 포트폴리오의 성과 .....	36



# ABSTRACT

## A Study on the Relationship Between Idiosyncratic volatility in the Korean Stock Market

Lim, Byoung-Ok

Advisor : Prof. Lee, Han-Jae, Ph.D

Department of Business Administration

Graduate School of Business Administration,

Chosun University

This study investigates the relationship between idiosyncratic volatility and expected returns in Korean stock market. We estimate idiosyncratic volatility from Fama and French 3 factor model and Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010) alternative 3 factor model. Then we analyzed the relationship between stock returns and idiosyncratic volatility to compare two factor models.

Our results are follows :

First, equal-weighted stock returns are negatively related to idiosyncratic volatility.

Second, after controlling firm's characteristic variables, such as firm size, Book-to-Market ratio(B/M), negative idiosyncratic volatility effect exist in the stock returns.

Third, we follow Jegadeesh and Titman(1993)'s momentum strategy, we conduct various trading strategies, the results has consistency.

# I. 서 론

## 1. 연구의 필요성

Sharpe(1964), Lintner(1965) 그리고 Mossin(1966)의 연구결과에 의해 제시된 전통적인 자본자산가격결정모형(Capital Market Asset Pricing Model :CAPM)은 시장포트폴리오의 변동에서 발생하는 체계적 위험과 개별기업의 기대수익률 사이에 선형관계에 기초하여 투자안의 자기자본 비용 추정에 대한 이론적인 근거를 제시하였다. 그러나 이러한 이론적인 공헌에도 불구하고 기대수익률의 예측에서 타당성과 유용성에 대하여 공격을 받아 왔다<sup>1)</sup>. 한편, 투자자들은 투자를 실시할 때, 투자안의 선택에 있어서 고유위험(Idiosyncratic risk)을 부담하고 그에 대한 보상을 받는다고 주장되어 왔다. 그러나 실증분석결과에 의하면, 투자안으로부터 고유위험에 대한 보상을 받지 못한다는 것이다. CAPM의 가정은 투자자들이 충분히 많은 수의 종목에 투자할 수 있음을 가정하고 있고 또 분산투자에 의하여 투자의사결정시 분산투자를 통하여 개별기업의 고유위험을 충분히 분산시킬 수 있다고 보고 있다. 하지만 Goetzmann and Kumar(2007)은 미국 주식 시장에서 1991년부터 1996년까지 6년 동안 60,000명 이상의 투자자들의 분산투자에 대한 내용을 분석한 결과, 전체 투자자의 28%가 단지 1종목에 투자하였고, 약 59% 정도가 3종목 이하로 투자하였고 단지 10%의 투자자만이 10종목 이상의 주식에 투자한다고 주장하였다. 한국주식시장에서도 2007년 기준 개인투자자들의 1인당 평균 주식보유수는 유가증권시장과 코스닥 시장에서 각각 2.8종목과 2.2종목으로 미국의 분석결과와 유사하게 거의 분산투자 하지 않음을 나타내고 있다. Campbell, Lettau, Malkiel and Xu(2001)에 의하면 비체계적 위험을 충분히 제거한 포트폴리오를 구성하기 위해서는 최소한 40종목 이상의 주식을 포트폴리오에 편입시켜야함을 주장하였다. Malkiel and Xu(2002)는 거래비용, 불완전한 정보, 기관투자자에 비해 상대적으로 제약적인 구매체계, 세금, 자본의 제약 그리고 투자자가 수립한 상이한 투자전략 등에 따라 실제적인 주식투자에서의

---

1) Jegadeesh and Titman(1993), Fama and French(1993, 1996) 참조.

분산투자가 어려운 점을 제시하였다. 이는 실제적인 주식투자에서 투자자들이 분산투자를 충분히 하지 못하고 있고<sup>2)</sup> 곧 개별기업의 고유한 위험에 노출되어 있음을 의미한다. 따라서 주식수익률의 고유위험이 주식의 가격 예측에 영향을 주고 있다고 볼 수 있다. 한편, Ang, Hodrick, Xing and Zhang(2006)은 Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용하여 개별기업의 고유변동성(Idiosyncratic volatility)을 추정하였고 고유변동성이 높은 주식들이 매우 낮은 평균 수익률을 얻게 되는 사실을 발견하였다. 특히 고유 변동성을 기준으로 5개의 포트폴리오를 구성한 후, 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오와 가장 높은 포트폴리오 사이의 평균수익률의 차이는 월별로 1%이상 차이가 발생함을 발견하였다. 따라서 본 연구에서는 한국주식시장에서 개별기업의 고유변동성을 측정하고 이 고유변동성이 미래의 주식수익률을 설명할수 있는 변수인지 여부를 검증하고자 한다.

## 2. 연구의 목적과 논문의 구성

본 연구의 목적은 한국주식시장에서 개별기업의 고유변동성을 측정하고 이 고유변동성이 미래의 주식수익률을 설명할 수 있는 변수인지 여부를 검증하고자 하므로, Ang et al.(2006)의 방법론을 이용하여 Fama and French(1993)의 3요인 모형을 통해 개별기업의 고유변동성을 측정하고, 이후 고유변동성과 기대수익률 간의 관계를 분석하여 선행연구와의 일관성을 검증한다. 추가적으로 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 대안적인 3요인 모형을 이용하여 개별기업의 고유변동성이 주식수익률을 설명할 수 있는지 여부를 분석하여 투자자들의 포트폴리오 구성을 위한 요인을 제공하고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제1장의 서론에 이어, 제 2장에서는 선행연구를 제시하고 제3장에서는 실증분석을 위한 연구모형과 변수들을 설명한다. 제4장에서는 실증분석 결과를 제시하고 마지막 제5장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 한계 및 시사점에 대하여 제시한다.

---

2) Levy(1978), Malkiel and Xu(2001) 참조.

## II. 선행 연구

### 제1절 고유변동성에 관한 연구

#### 1. 국내 연구

이상빈과 서정훈의 연구(2007)에 의하면 개별기업의 고유변동성이 시장변동성의 구성에 상당한 영향력을 갖고 있음을 주장하였다. 또한 총변동성을 시장변동성과 고유변동성으로 분해 한 후, 각 변동성이 다음 기의 초과수익률을 예측하는지 여부를 검증한 결과 KOSPI시장은 총변동성과 고유변동성이 다음기의 초과수익률을 유의적으로 예측함을 주장하였고 KOSDAQ 시장에서는 총변동성과 시장변동성 그리고 고유변동성의 모든 변동성 척도가 초과수익률을 유의하게 예측함을 주장하였다. 우리나라 주식시장에서 개별기업들에 대해서 총위험을 추정하고 총위험중 개별기업의 고유변동성을 추정한 결과 KOSPI시장은 60%, KOSDAQ시장은 77%임을 발견하였다.

문수현(2008)은 기업 고유변동성에 초점을 맞추어 초과수익률을 예측하는 모형부분과 기대수익률과의 관계에 대하여 검증하였다. 시가총액으로 가중한 기업 고유 변동성이 무위험이자율을 통제하고 주식시장 변동성과 결합하였을 때 초과 시장수익률을 예측하는 힘이 있음을 주장하였다. 또한 Ang et al.(2006)의 연구 결과와 같이 한국 거래소 시장에서 기업고유의 변동성이 높은 주식들이 기업고유의 변동성이 낮은 주식들보다 더 낮은 수익률을 얻게 됨을 발견하였다.

박일재(2008)은 Ang et al.(2006)의 연구에 의하여 월별 주식수익률이 1개월 전 기업 고유변동성과 음의 상관관계를 갖는다는 점에 기초하여 개별 기업의 고유변동성이 시간에 따라 변화하는 Random walk process를 따르지 않기 때문에 1개월 전 고유변동성은 기댓값에 대한 대용값으로 사용하기에 부적합하다고 주장하였다. 그래서 그는 Exponential GARCH 모형을 사용하여 고유 변동성의 기댓값을 예측한 결과 양자 사이에서 Ang et al.(2006)의 결과와는 다르게 양의 상관관계를 갖는다는 것을 발견하였다.

김태혁과 변영태(2011)는 Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용하여 고유변동성을 추정하였고, 이를 근거로 포트폴리오를 분류하였다. 실증분석 결과 고유변동성이 가장 높은 포트폴리오는 가장 낮은 포트폴리오에 비해 통계적으로 유의한 낮은 수익률을 갖는 것으로 나타났다. 그리고 고유변동성과 가치가중평균수익률 간에는 음(-)의 상관관계를 보였지만, Ang et al(2006)과는 다르게 통계적으로 유의하지 않은 결과를 나타냈다. 결론적으로 우리나라 주식시장에서 고유변동성은 주식수익률을 결정하는 중요한 요인임을 주장하였다.

## 2. 외국 연구

Campbell et al.(2001)은 미국 주식시장에서 시장변동성, 산업변동성 그리고 고유변동성을 추정한 결과 시장 변동성, 산업변동성의 변화율은 다소 적게 나타났지만 고유변동성은 그 변화율이 매우 크게 나타났음을 발견하였다. Goyal and Santa-Clara(2003)는 총변동성을 시장변동성과 고유변동성으로 간접분해하는 방법을 이용하여 실증분석 하였다. 그들은 총변동성에서 고유변동성이 차지하는 비율은 약 85%임을 발견하였다. 고유변동성에 기초하여 포트폴리오의 동일가중 변동성과 가치가중 기대수익률 간에 양의 상관관계가 존재함을 주장하였다. 그러나 체계적 위험의 척도인 가치가중 시장변동성은 가치가중 초과수익률의 예측에 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않음을 발견하였다. 그러나 Bali, Clkici, Yan and Zhang(2004)은 Goyal and Santa-Clara(2003)과 동일한 표본과 표본기간을 사용하여 동일가중 고유변동성과 가치가중 초과수익률 사이의 관계는 일치하지만 표본의 기간을 확장하였을 때, 또는 가치가중 고유변동성과 가치가중 초과수익률의 관계를 고려하면 변동성에서 유의적인 설명력이 존재하지 않음을 주장하였다. 이렇게 상반된 결과에 대해, 그들은 기업규모가 작은 소형주와 유동성 프리미엄에 기인한다고 주장하였다. Cao, Simin and Zhao(2007)는 성장옵션의 총변동과 수준이 고유변동성의 증가추세와 유의한 양의 상관관계가 존재하고 기업의 성장옵션을 고려할 경우, 고유변동성의 증가추세가 감소함을 발견하였다. 그들은 기업의 성장옵션이 기업의 고유변동성 추세를 설명하는 요인이라 주장하였다. Xu and Malkiel(2003)은 금융기관의 기업에 대한 소유정도와 개별주식의

고유 변동성 간의 관계를 분석한 결과 고유변동성과 기업의 기대 영업이익 간에 양의 상관관계를 있음을 발견하였다. Ang et al.(2006)은 Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용하여 개별기업에 대한 고유변동성을 측정하였다. 분석결과, 고유변동성이 높은 주식들과 고유변동성이 낮은 주식들 사이에서 고유변동성이 높은 주식들이 더 낮은 수익률을 가지는 것을 발견하였다. 또한 기업규모, 장부가/시가 비율, 유동성 그리고 모멘텀 변수 등을 통제한 이후에도 고유변동성이 높은 주식들이 더 낮은 주식수익률을 갖음에 따라 변동성과 기대수익률 사이에 양의 상관관계를 갖는다는 기존의 이론이 설명할 수 없는 이례현상이라고 주장하였다. Brockman and Schutte(2007)은 EGARCH 모형을 사용하여 조건부 고유변동성을 측정하였고 주식수익률과 동일 기간에 조건부 고유 변동성 사이에 양의 상관관계가 존재함을 발견하였다. Spiegel and Wang(2006)과 Eiling(2006)은 유사하게 EGARCH 모형을 사용하여 조건부 고유변동성을 측정하였고 미국 주식 시장에서 양의 상관관계가 존재하는 것을 발견하였다.

## 제2절 기업 특성에 관한 연구

### 1. 국내 연구

김규영과 김영빈(1998)은 한국주식시장에서 기대수익률의 결정요인으로 베타의 유용성을 검증하였다. 분석 결과 한국주식시장에서 기대수익률의 결정요인으로 기업규모와 장부가/시가 비율은 통계적으로 유의한 결과를 보이지만, 베타는 기대수익률을 설명하지 못함을 제시하며 체계적 위험의 척도로서 베타의 유용성에 의문을 제기하였다. 김석진과 김지영(2000)은 Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용하여 실증분석 한 결과, 주식수익률은 기업규모, 장부가/시가 비율과 각각 음의 상관관계와 양의 상관관계를 갖는다는 것을 주장하였다. 김규영과 김영빈의 결과와 일치하게 베타는 기대수익률에 대한 설명력이 존재하지 않음을 제시하였다.

## 2. 외국 연구

Jegadeesh and Titman (1993)은 과거 수익률이 높았던 주식을 매입하고, 과거 수익률이 낮았던 주식을 매도하는 투자전략을 수립하여 통계적으로 유의하게 양의 수익률을 얻을 수 있다고 주장하였다. Ang and Chen(2003)은 베타의 지속성이 장부가/시가 비율에 의한 효과를 야기한다고 주장하였다. Cooper, Gulen, and Schill(2007)은 과거의 자산성장률과 비정상 수익률 사이의 강한 음의 상관관계를 발견하였으며, 자산성장률 효과가 충분히 지속되어 비정상수익률을 창출한다고 주장하였다. 또한 그들은 자산성장률 변수가 장부가/시가 비율, 기업규모, 모멘텀 등의 설명변수보다 더욱 강력한 설명력을 갖는다는 실증적 증거를 발견하였다. Campbell, Hilscher, and Szilagyi(2008)은 미래의 파산위험을 예측하기 위한 모형을 개발하여 재무적 압박을 받는 기업들은 높은 변동성, 시장베타, 그리고 SMB 그리고 HML 등에도 불구하고 낮은 평균수익률을 갖는다는 것을 주장하였다. Fama and French(2008)은 모멘텀(momentum), 순주식발행(net stock issue), 어크루얼(accrual), 수익성(profitability) 그리고 자산성장률(asset growth) 등의 변수를 이용하여 개별기업의 주식수익률 간의 관계를 검증하였다. 기업규모와 장부가/시가비율을 통제한 후, 모멘텀, 순주식발행 그리고 accrual 등의 변수가 비정상수익률과 매우 높은 상관관계가 있음을 발견하였다. 최근 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)은 q-이론에 바탕을 둔 기업투자의 한계생산성(the marginal productivity of a firm's investment)에 기초하여, 시장프리미엄, 기업의 총자산순이익률(ROA요인), 기업의 자산대비투자(INV요인) 등을 설명변수로 이용하여 개별기업의 주식수익률을 횡단면적으로 설명하려 하였다. 실증분석을 실시한 결과, 그들은 Fama and French(1993)를 뛰어넘는 우수한 결과를 얻었다고 주장하였다.

본 연구에서는 이러한 배경 하에서, 미국 주식시장에서 미래 기대수익률을 잘 예측한다고 주장된 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)을 따라서 한국 주식시장에서도 새로운 요인변수들이 기존의 요인들(4)보다 개별기업의 주식수익률을 횡단면적으로 더 잘 설명하는지 여부를 실증 분석하고자 한다.

### Ⅲ. 연구 방법론

#### 제1절 개별기업의 고유변동성 측정을 위한 변수

본 연구의 분석자료는 한국주식시장에서 상장된 기업 중 금융기업과 자본이 잠식된 기업을 제외한 비금융기업<sup>3)</sup>을 대상으로 하여 624개의 표본기업을 선택하였다. 상장폐지기업은 생존편의(survivorship bias) 문제로 표본에 포함시키려 하였지만, 상장폐지 시의 주가의 변동이 너무 심하여 표본에서 제외하였다. 실증 분석을 실시하기 위한 포트폴리오 구성을 위해, 재무자료와 월별 주식수익률, 주가자료, 기업규모, 장부가/시가비율 그리고 무위험수익률은 Fn가이드의 DataGuide 3.0을 통하여 추출하였다.

한국거래소에 상장되어 있는 기업 중 각 기업의 초과수익률과 시장프리미엄 수익률을 계산하기 위한 무위험수익률의 대용치로 국고채권(1년)의 연금리를 일별로 환산한 환산수익률을 사용하였다. 표본기간은 1995년 6월부터 2010년 5월까지이고 검증기간은 1995년 7월부터 2010년 6월까지이다. 본 연구에서는 개별기업의 고유위험이 미래시점에서 개별기업의 주식수익률을 설명하는지 여부를 검증하고자 한다. 선행연구에서와 같이 한국 및 전세계 주식시장에서 기대수익률을 잘설명한다고 검증된 Fama and French(1993)의 3요인 모형을 채택하여 실증분석하고 기존의 선행연구와 차별을 두어 대안적인 3요인 모형을 채택하여 새로운 3요인 모형에 입각한 개별기업의 고유위험이 미래의 주식수익률을 설명하는지 여부를 한국주식시장에서 검증하여 이를 투자자들의 투자 포트폴리오 구성에 기여하고자 한다.

#### 1. Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용한 고유변동성 검증

먼저 본 연구에서는 Fama and French(1993)의 방법론을 따라 SMB와 HML

---

3) 금융업종은 장부가/시가 비율 등 재무비율의 의미가 일반 제조업과 다르기 때문에 표본에서 제외하였고, 회사형 펀드 등 금융 펀드도 같은 이유로 제외하였다.



의 요인을 산출한다. 동일 가중 포트폴리오 수익률에 대하여 시장초과 수익률, 기업규모요인(SMB), 장부가/시가 요인(HML)의 회귀분석으로부터 잔차를 구한 후, 동일가중 고유변동성을 개별기업별로 추정한다.

본 연구에서는 기업규모(ME)와 장부가/시장가비율(B/M)은 Fama and French(1993)와 같이 매년 6월말 기준으로 계산한다. 기업규모(ME)의 변수는 매년 6월 말의 식 (1)과 같이 보통주의 시가총액에 대한 자연대수 값을 사용하였다.

$$ME_{it} = \ln(N_{it} \times P_{it}) \quad (1)$$

여기서  $ME_{it}$  : t년 6월말 기업  $i$ 의 기업규모

$N_{it}$  : t년 6월말 기업  $i$ 의 보통주 발행주식수

$P_{it}$  : t년 6월말 기업  $i$ 의 주가

장부가/시장가비율(B/M)에서 장부가는 직전년도의 총자본에서 우선주자본금을 차감한 금액을 사용하였으며, 시장가는 매년 12월 말의 보통주 시가총액을 사용하였다. 기업규모와 장부가/시장가비율에 대한 첫 번째 월 1995년 6월부터 마지막 2010년 6월까지 17년 동안에 개별기업별로 다음 식 (2)와 같이 계산한다.

$$B/M_{it} = \frac{B_{it}}{M_{it}} = \frac{B_{it}}{N_{it} \times P_{it}} \quad (2)$$

여기서  $B/M_{it}$  : t년 6월말 기업  $i$ 의 장부가/시장가비율

$B_{it}$  : t년 6월말 직전년도 결산일 기업  $i$ 의 장부상 자기자본 총계  
(우선주 제외)

$M_{it}$  : t년 6월말의 직전년도 12월말 기업  $i$ 의 자기자본 시장가치

$N_{it}$  : t년 6월말의 직전년도 12월말 기업  $i$ 의 보통주 발행주식수

$P_{it}$  : t년 6월말의 직전년도 12월말 기업  $i$ 의 주가

본 연구에서는 Fama and French(1993)와 같은 방법을 이용하여 기업규모와 장부가치-시장가치비율의 위험프리미엄을 계산하기 위하여, 다음과 같은 6개의 동일가중 포트폴리오를 구성한다. 즉, 매월 말에 기업규모의 중앙값을 기준으로 1차 분류하여 상위 50%, 하위 50%의 2개 포트폴리오(S, B)를 구성하고, 장부가치-시장가치비율을 기준으로 상위 30%, 중간 40% 그리고 하위 30%의 3개 포트폴리오(L, M, H)를 구성한다. 여기서, SL는 낮은 장부가치-시장가치비율을 가진 작은 기업규모의 포트폴리오를, BH는 높은 장부가치-시장가치비율을 가진 큰 기업규모의 포트폴리오를 각각 의미한다.

SL (기업규모가 작고 장부가/시가비율이 낮은 포트폴리오)	SM	SH (기업규모가 작고 장부가/시가비율이 높은 포트폴리오)
BL (기업규모가 크고 장부가/시가비율이 낮은 포트폴리오)	BM	BH (기업규모가 크고 장부가/시가비율이 높은 포트폴리오)

기업규모에 대한 위험프리미엄 SMB는 동일가중 포트폴리오 수익률인 SL, SM, SH의 평균수익률에서 BL, BM, BH의 평균수익률을 차감하여 다음과 같이 계산한다.

$$SMB_t = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 R_{Sit} - \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 R_{Bit} \quad (3)$$

여기서  $SMB_t$  : t월의 규모기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률

$R_{Sit}$  : SL, SM, SH의 포트폴리오의 수익률

$R_{Bit}$  : BL, BM, BH의 포트폴리오의 수익률

장부가치/시가 비율에 대한 위험프리미엄 HML은 가치가중 포트폴리오 수익률인 SH, BH의 평균수익률에서 SL, BL의 평균수익률을 차감하여 다음과 같이 계산한다.

$$HML_t = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 R_{Hit} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 R_{Lit} \quad (4)$$

여기서  $HML_t$  : t월의 장부가치-시장가치비율기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률

$R_{Hit}$  : SH, BH의 포트폴리오의 수익률

$R_{Lit}$  : SL, SH의 포트폴리오의 수익률

이와 같이 계산된 SMB와 HML은 식 (5)의 시계열 회귀분석에서 독립변수로 사용된다.

포트폴리오 수익률에 대한 각종 설명변수의 유의성을 검증하기 위하여, 포트폴리오의 초과수익률을 종속변수로 하고, 시장포트폴리오의 초과수익률, 규모기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률, 그리고 장부가치-시장가치비율기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률 등을 독립변수로 하여 시계열 회귀분석을 각 포트폴리오별로 실시한다. 이때 각 포트폴리오의 수익률은 서로 다르지만, 독립변수들 중에서 SMB와 HML은 모든 포트폴리오에서 동일한 시계열 수익률이 이용된다.

$$R_{i,t,d} - RF_{t,d} = a_i + b_i(RM_{t,d} - RF_{t,d}) + s_iSMB_{t,d} + h_iHML_{t,d} + \epsilon_{t,d} \quad (5)$$

여기서  $R_{i,t,d}$  : 기업  $i$ 의 t월의  $d$ 일의 주식수익률

$RF_{t,d}$  : 기업  $i$ 의 t월의  $d$ 일의 무위험증권의 수익률

$RM_{t,d}$  : 시장포트폴리오의 t월의  $d$ 일의 수익률

$SMB_{t,d}$  : t월의 규모기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률

$HML_{t,d}$  : t월의 장부가치-시장가치비율기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률

$a, b, s, h$  : 추정계수

$\epsilon_{t,i}$  : 기업  $i$ 의 t월의  $d$ 일의 잔차항

본 연구에서는 주식수익률의 고유변동성을 추정하기 위해 Ang et al.(2006)의 방법을 따라 다음과 같이 동일가중 고유변동성을 측정하였다.

$$IVOL_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{N(t)} \sum (\epsilon_{i,t,d})^2} = \sqrt{var(\epsilon_{i,t,d})} \quad (6)$$

여기에서,  $IVOL_{i,t}$  : 기업  $i$ 의  $t$ 월의 동일가중 고유변동성

$\epsilon_{i,t,d}$  : 기업  $i$ 의  $t$ 월의  $d$ 일의 잔차항

$N(t)$  :  $t$ 월의 개별기업의 거래일수

매월 Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용한 식(5)의 방법을 따라 회귀분석을 실시한 후, 고유변동성을 측정한다. 식(6)을 이용하여 개별기업별로 고유변동성을 추정한다. 그리고 매월마다 고유변동성을 기준으로 정렬하여 10개의 포트폴리오로 구분하고 기대수익률과의 관계를 검증한다.

다시 말해서, 본 연구의 실증분석을 위한 개별기업의 고유변동성을 구하는 과정은 다음과 같다. 먼저 개별기업  $i$ 에 대하여  $t$ 월,  $d$ 일의 거래일 즉  $n=1 \cdots d$  동안 식(5)를 이용하여 회귀분석을 실시한다. 회귀분석에 의한 잔차(residual)를 이용하여 잔차의 분산을 계산하고 결과적으로 표준편차를 계산한 후, 이를 개별기업  $i$ 에 대한  $t$ 월의 고유변동성으로 놓고 표본에 포함된 모든 기업에 대하여 이러한 과정을 동일하게 수행한다. 이러한 과정을 1995년 6월부터 2010년 5월까지 매월 반복하여 180회를 실시한다. 이렇게 구한 개별기업의 고유변동성을 본 연구의 핵심 변수로 사용하게 된다.

본 연구에서는 개별기업의 고유변동성이 미래 주식수익률과 상관관계가 있는지 그리고 설명력이 있는지 여부를 검증하고자 한다. 앞서 선행연구에서 살펴본 것처럼, 많은 연구에서 Fama and French (1993)의 방법론을 이용하여 검증하였다. 본 연구에서도 Fama and French (1993)의 방법론을 이용하여 고유변동성을 계산한다. 한편 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010) 등이 주장한 것처럼 미국 주식시장에서 미래 주식수익률에 대한 설명력이 Fama and French (1993)의 3요인 모형보다 높다고 주장한 대안적인 3요인 모형이 한국주식시장에서 기대수

이익률을 설명하는지를 개별기업의 고유변동성을 측정하여 검증하고자 한다. 기업규모와 가치요인들을 이용하여 구성된 방법과 유사하게 투자요인 즉, 자산 대비 투자(investment-to-asset)비율과 ROA에 기반을 둔 ROA 요인을 구성한다.

## 2. Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 대안적 3요인 모형을 이용한 고유변동성 검증

Chen et al.(2010)은 주가의 수익률을 결정하는 요인을 찾기 위한 노력으로 기업의 생산부문에 초점을 맞추었다. 그들은 주가의 기대수익률은 기업의 투자가 증가하면 증가할수록 감소하는 음(-)의 관계를 갖는다는 것을 주장하였고, 기업의 ROA(return-on-asset)에 비례함을 주장하였다. 즉, Fama and French(1993) 모형에서의 기업규모요인(SMB)과 장부가/시가요인(HML)과 유사하게 투자요인(INV), 수익성요인(ROA)의 변수를 제안하였고, 기존 CAPM의 시장프리미엄 요인을 첨가하여 대안적인 3요인 모형을 제안하였다.

시계열 회귀분석을 통하여 미국 주식시장에서 Fama and French(1993) 모형이 설명하지 못한 모멘텀 현상(momentum effect)을 비롯하여 재무적 곤경(financial distress), 예상치 못한 영업이익(earnings surprise) 등에서 Fama-French 모형보다 더 잘 설명한다는 결과를 얻었다고 주장하였다. 본 연구에서는 Chen et al.(2010)의 방법을 따라 시계열 회귀분석 모형을 구성하고, 이 모형에 기초하여 개별기업의 고유변동성을 측정하고자 한다.

투자과 성장기회는 밀접한 상관관계가 있다고 볼 수 있다. 장부가/시가 비율이 높은 성장기업은 장부가/시가 비율이 낮은 가치기업보다 더욱 더 많이 투자를 하지만 일반적으로 주식수익률은 가치주보다 낮다고 볼 수 있다. 따라서 투자와 기대수익률은 음의 상관관계를 갖고 있다. 그러므로 투자요인은 기대수익률을 설명할 수 있는 요인으로 보고 본 연구의 실증분석에 포함시키고자 한다. 먼저, 투자요인은 자산대비 투자비율(investment-to-assets (I/A))에 기초하여 측정하는데, 이는 연간 유형자산(property, plant, and equipment)의 증감액에 재고자산(inventories)의 증감액을 더하고 자산의 전년도 장부가치로 나눈 것으

로 다음과 같이 정의한다.

$$I/A_{it} = \frac{(\Delta PPE_{it} + \Delta INVENTORY_{it})}{B_{it-1}} \quad (7)$$

여기서  $I/A_{it}$  :  $t$ 년 6월말 기업  $i$ 의 자산대비 투자비율

$\Delta PPE_{it}$  :  $t$ 년 6월말 기업  $i$ 의 유형자산의 증감액

$\Delta INVENTORY_{it}$  :  $t$ 년 6월말 기업  $i$ 의 재고자산의 증감액

$B_{it-1}$  :  $t-1$ 년 6월말 직전년도 결산일 기업  $i$ 의 장부상 자기자본총계  
(우선주 제외)

위에서 언급한 것처럼, 투자요인(INV)은 기업규모와 자산대비 투자(I/A)에 기초하는데,  $t$ 년의 유형자산의 증감액을 계산하기 위하여  $t-1$ 년과  $t$ 년의 연간 유형자산을 Fn-Guide의 Datd-Guide 3.0으로부터 추출하고  $t-1$ 년과  $t$ 년 사이의 연간 증감액을 계산한다. 그리고  $t$ 년의 연간 재고자산의 증감액을 계산하기 위해 동일하게  $t-1$ 년과  $t$ 년의 연간 재고자산을 추출하고  $t-1$ 년과  $t$ 년 사이의 연간 증감액을 계산한다. 그리고 유형자산의 증감액과 재고자산의 증감액을 더한 후  $t-1$ 년의 자기자본총계로 나누어 자산대비투자비율을 측정한다. 이렇게 계산한 개별 기업의 자산대비 투자비율을  $t$ 년의 6월부터 투자요인을 측정하기 위한 독립변수로 사용한다.

본 연구에서는 Fama and French(1993)와 유사하게 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)은 투자요인과 수익성요인의 위험프리미엄을 계산하기 위하여, 다음과 같은 6개의 동일가중 포트폴리오를 구성한다. 즉, 매월 말에 기업규모의 중앙값을 기준으로 1차 분류하여 상위 50%, 하위 50%의 2개 포트폴리오(S, B)를 구성하고, 투자요인을 기준으로 상위 30%, 중간 40% 그리고 하위 30%의 3개 포트폴리오(L, M, H)를 구성한다. 여기서, SIL는 낮은 자산대비 투자비율을 가진 작은 기업규모의 포트폴리오를, BIH는 높은 자산대비 투자비율을 가진 큰 기업규모의 포트폴리오를 각각 의미한다.

SIL (기업규모가 작고 자산대비 투자비율이 낮은 포트폴리오)	SIM	SIH (기업규모가 작고 자산대비 투자비율이 높은 포트폴리오)
BIL (기업규모가 크고 자산대비 투자비율이 낮은 포트폴리오)	BIM	BIH (기업규모가 크고 자산대비 투자비율이 높은 포트폴리오)

이렇게 2개의 기업규모 집단들과 3개의 자산대비 투자비율 집단들의 교차로부터 6개의 포트폴리오를 형성하고,  $t$ 년도 7월부터  $t+1$ 년 6월까지 6개의 포트폴리오들에 대하여 월별 동일가중수익률이 계산되었고,  $t+1$ 년도의 6월에 포트폴리오들은 다시 형성된다. 자산대비 투자비율과 관련하여 수익률에서 공동변동(common variation)을 나타내도록 하기 위해 두 개의 낮은 자산대비 투자비율을 가진 포트폴리오들에 대한 단순 평균수익률과 2개의 높은 자산대비 투자비율을 가진 포트폴리오들에 대한 2개의 단순 평균수익률 사이의 차이(low-minus-high)로 매월 투자요인을 식(8)과 같이 계산한다.

$$INV_t = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 R_{Lit} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 R_{Hit} \quad (8)$$

여기서  $INV_t$  :  $t$ 월의 투자대비 자산기준 채로-투자 포트폴리오의 수익률  
 $R_{Lit}$  : SIL, BIL의 포트폴리오의 단순 평균 수익률  
 $R_{Hit}$  : SIH, BIH의 포트폴리오의 단순 평균 수익률

한편, 투자는 주어진 기대 현금 흐름을 기초로 하여 수익률을 예측한 후 이루어지는데, 자본비용이 높게 예측되면 새로운 투자대안의 순현재가치는 낮게 나타날 것이고 결국 투자는 감소하게 될 것이다. 또한 자본비용이 낮게 예측되면 새로운 투자대안의 순현재가치는 높게 나타나게 되어, 곧 투자를 증대 시킬 것이다. 기대 총자산순이익률(ROA)가 높게 나타나지만 투자가 낮다는 것은, 투자 대안의 할인율이 높다는 것을 의미하기 때문에 총자산순이익률(ROA)는 수익률의 예측에 설명력을 갖고 있다고 볼 수 있다. 즉, 할인율이 높고 기대된 총자산순이익률(ROA)가 높다고 가정하면, 이 두 변수 사이에는 음의 상관관계가 존재하므로,

새로운 투자대안의 순현재가 낮게 되는 것을 초래하고 곧 낮은 투자를 유발하게 된다.

$$ROA_t = \frac{Profit_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \quad (9)$$

여기서  $ROA_{i,t}$  :  $t$ 년 6월말 기업  $i$ 의 총자산순이익률

$Profit_{it}$  :  $t$ 년 6월말 기업  $i$ 의 계속사업이익

$TA_{it-1}$  :  $t-1$ 년 6월말 기업  $i$ 의 총자본

Fama and French (2006)는 현재의 수익성이 미래 수익성의 가장 강력한 예측치임을 보였고, 거기에 기대수익성의 설명에서 더 회귀변수를 추가하는 것은 미래 주식수익률에 대한 수익성의 설명력을 감소시킨다고 주장하였다. 따라서 수익성에 대한 대응치로 ROA를 본 연구의 설명변수로 채택한다.

앞서 투자요인(INV)을 측정하는 경우와 유사하게, 수익성요인의 위험프리미엄을 계산하기 위하여, 다음과 같은 6개의 동일가중 포트폴리오를 구성한다. 즉, 매월 말에 기업규모의 중앙값을 기준으로 1차 분류하여 상위 50%, 하위 50%의 2개 포트폴리오(S, B)를 구성하고, 투자요인을 기준으로 상위 30%, 중간 40% 그리고 하위 30%의 3개 포트폴리오(L, M, H)를 구성한다. 여기서, SRL은 낮은 수익성을 가진 작은 기업규모의 포트폴리오를, BRH는 높은 수익성을 가진 큰 기업규모의 포트폴리오를 각각 의미한다.

SRL (기업규모가 작고 수익성 요인이 낮은 포트폴리오)	SRM	SRH (기업규모가 작고 수익성 요인이 높은 포트폴리오)
BRL (기업규모가 크고 수익성 요인이 낮은 포트폴리오)	BRM	BRH (기업규모가 크고 수익성 요인이 높은 포트폴리오)

ROA는  $t$ 년도의 계속사업이익을  $t-1$ 년도의 총자산으로 나누어 계산하였다. 2개의 기업규모 집단들과 3개의 수익성 요인 집단들의 교차로부터 6개의 포트폴



리오를 형성하고,  $t$ 년도 7월부터  $t+1$ 년 6월까지 6개의 포트폴리오들에 대하여 월별 동일가중수익률이 계산되었고,  $t+1$ 년도의 6월에 포트폴리오들은 다시 형성된다. 기업의 ROA와 관련된 수익률에서 공동변동(common variation)을 모사하도록 하기 위해, ROA 요인은 두 개의 높은 ROA 포트폴리오에 대한 단순평균수익률과 두 개의 낮은 ROA 포트폴리오에 대한 단순평균수익률 사이의 매월의 차이(high-minus-low)이다.

수익성에 대한 위험프리미엄 ROA는 동일가중 포트폴리오 수익률인 RSH, RBH의 평균수익률에서 RSL, RBL의 평균수익률을 차감하여 다음과 같이 계산한다.

$$ROA_t = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 R_{Hit} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 R_{Lit} \quad (10)$$

여기서  $ROA_t$  :  $t$ 월의 수익성기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률

$R_{Hit}$  : RSH, RBH의 포트폴리오의 단순 평균 수익률

$R_{Lit}$  : RSL, RBL의 포트폴리오의 단순 평균 수익률

이와 같이 계산된 INV와 ROA는 식 (11)의 시계열 회귀분석에서 독립변수로 사용된다.

포트폴리오 수익률에 대한 각종 설명변수의 유의성을 검증하기 위하여, 포트폴리오의 초과수익률을 종속변수로 하고, 시장포트폴리오의 초과수익률, 투자기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률, 그리고 수익성기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률 등을 독립변수로 하여 시계열 회귀분석을 각 포트폴리오별로 실시한다.

$$R_{i,t,d} - RF_{t,d} = a_i + b_i(RM_{t,d} - RF_{t,d}) + i_i INV_{t,d} + r_i ROA_{t,d} + \epsilon_{t,d} \quad (11)$$

여기서  $R_{i,t,d}$  : 기업  $i$ 의  $t$ 월의  $d$ 일의 주식수익률

$RF_{t,d}$  : 기업  $i$ 의  $t$ 월의  $d$ 일의 무위험증권의 수익률

$RM_{t,d}$  : 시장포트폴리오의  $t$ 월의  $d$ 일의 수익률

$INV_{t,d}$  :  $t$ 월의 자산대비 투자비율기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률

$ROA_{t,d}$  :  $t$ 월의 총자본수익률 기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률

$a, b, i, r$  : 추정계수

$\epsilon_{t,i}$  : 기업  $i$ 의  $t$ 월의  $d$ 일의 잔차항

본 연구에서는 주식수익률의 고유변동성을 추정하기 위해 앞에서 언급한 Ang et al.(2006)의 방법을 따라 식(6)과 같이 동일가중 고유변동성을 측정하였다.

$$IVOL_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{N(t)} \sum (\epsilon_{i,t,d})^2} = \sqrt{var(\epsilon_{i,t,d})} \quad (6)$$

여기에서,  $IVOL_{i,t}$  : 기업  $i$ 의  $t$ 월의 동일가중 고유변동성

$\epsilon_{i,t,d}$  : 기업  $i$ 의  $t$ 월의  $d$ 일의 잔차항

$N(t)$  :  $t$ 월의 개별기업의 거래일수

매월 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 대안적인 3요인 모형을 이용한 식(11)의 방법을 따라 회귀분석을 실시한 후, 고유변동성을 측정한다. 식(6)을 이용하여 개별기업별로 고유변동성을 측정한다. 그리고 매월마다 고유변동성을 기준으로 정렬하여 10개의 포트폴리오로 구분하고 기대수익률과의 관계를 검증한다.

다시 말해서, 본 연구의 실증분석을 위한 개별기업의 고유변동성을 구하는 과정은 다음과 같다. 먼저 개별기업  $i$ 에 대하여  $t$ 월,  $d$ 일의 거래일 즉  $n=1 \cdots d$  동안 식(5)를 이용하여 회귀분석을 실시한다. 회귀분석에 의한 잔차(residual)를 이용하여 잔차의 분산을 계산하고 결과적으로 표준편차를 계산한 후, 이를 개별기업  $i$ 에 대한  $t$ 월의 고유변동성으로 놓고 표본에 포함된 모든 기업에 대하여 이러한 과정을 동일하게 수행한다. 이러한 과정을 1995년 6월부터 2010년 5월까지 매월 반복하여 180회를 실시한다. 이렇게 구한 개별기업의 고유변동성을 본 연구의 핵심 변수로 사용하게 된다.

이제 식(5)와 식(11)에 기초하여, 개별기업의 고유변동성을 식(6)을 따라 계산하고 또 고유변동성이 기업의 개별주식수익률을 설명하는지 여부를 실증분석하고자 한다.

### 3. 포트폴리오 투자전략

Jegadeesh and Titman(1993)은 단기적으로 과거의 주식수익률을 이용하여 포트폴리오를 구성한 후 성과를 살펴보면, 과거에 이익을 경험한 주식들은 계속적으로 이익을 창출하는 경향이 있고 과거에 손실을 경험한 주식들은 계속적으로 음의 성과를 창출하여 투자전략의 성과가 계속 지속된다고 하였고, DeBondt and Thaler(1985)는 장기적으로 계속투자전략의 성과가 반전되는 즉, 과거의 이익을 경험한 주식들은 미래에 손실을 경험하고 과거에 손실을 경험한 주식들은 미래에 이익을 경험하게 된다고 주장하였다.

고봉찬(1997)은 한국과 미국 주식시장을 대상으로 Jegadeesh-Titman(1993)의 계속투자전략의 수익성을 비교한 결과, 미국 주식시장에서는 계속투자전략을 이용하면 통계적으로 유의한 양의 수익을 경험할 수 있지만, 한국 주식시장에서는 음(-)의 수익률을 얻게 되는 것을 발견하였다. 김창수(2000)는 코스닥 시장을 대상으로 계속투자전략과 반대투자전략의 수익성에 대하여 살펴본 결과, 코스닥 시장에서 계속투자전략을 이용하면 초과수익을 올릴 수 있는 것을 발견하였다. 이러한 주장에 대하여, Daniel et al.(1998)은 투자자들이 주식시장에서 획득한 새로운 정보를 과잉신뢰(overconfident)하고 이를 기초로 과잉반응(overreaction)한다고 가정하였다. 이로 인하여 계속투자전략에 대한 양의 성과를 가져온다는 것이다. 그리고 주가의 과잉반응 후에, 투자자들이 장기적으로 미래의 상황을 예측하여 그들이 잘못된 판단을 하였다고 인식하게 됨으로써 장기적으로 주가의 반전현상을 초래한다는 것이다. 한편, Hong and Stein(1999)은 투자자들을 정보관찰자(news watchers)와 계속투자전략 거래자(momentum traders)의 두 집단으로 분류하고, 정보관찰자들은 오로지 그들의 주관적인 정보에 의지하며, 계속투자전략 거래자들은 과거 주가변동의 정보를 우선적으로 의지한다고 하였다. 새로운 정보가 정보관찰자

들에 의해 시장으로 유입되면서 처음에는 과소반응을 가져오고 이후에 양의 수익률이 시계열상에서 유지되면 계속투자전략 거래자로 하여금 매력적으로 보이게 하여 과잉반응을 이끌어낸다는 것이다. 따라서 계속투자전략의 성과가 지속된다고 주장하였다.

이러한 선행연구에 기초하여 본 연구에서는 과거 1개월의 개별기업의 고유변동성과 미래 1개월 동안 보유했을 시의 보유수익률의 성과를 검증하고자 한다. 또한 Jegadeesh-Titman(1993)의 방법처럼 포트폴리오 구성기간을 3, 6, 9 그리고 12개월 전의 포트폴리오 구성을 통해 미래 3, 6, 9 그리고 12개월의 보유수익률의 성과를 비교하여 개별기업의 고유변동성이 미치는 영향력을 세부적으로 검토하고자 한다.

## IV. 자료 및 기초통계량

### 1. 자료 및 표본기간

<표1>은 본 연구에서 사용된 변수들에 대한 기초 통계량을 나타내고 있다. 개별기업의 고유변동성을 계산하기 위해 일별 수익률과 일별 기업규모, 그리고 장부가/시가 비율을 FN-Guide로부터 추출하였고 표본기간은 4120 거래일이었고 192개월이다.

<표1> 표본에 대한 요약 통계량

	MKT	SMB	HML	INV	ROA	ln(size)	BE/ME
N	4120	4120	4120	4120	4120	192	192
평균	0.0001	-0.0008	-0.0012	0.0001	0.0001	25.1924	2.2411
표준 편차	0.0123	0.0083	0.0277	0.0044	0.0041	0.6753	0.6121
t-값	0.21	-3.6141	-7.1254	4.1214	3.7514		

주) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

기업규모요인은 평균 -0.00082이고 표준편차는 0.008278로 통계적으로 유의한 음의 값을 갖고 있다. 장부가/시가 요인은 평균이 -0.00123으로 통계적으로 유의한 값을 갖고 있다. 투자요인은 양의 값을 갖고 있고 수익성요인도 양의 값을 갖고 있다. 선행연구와 일관된 양상을 보여주고 있다.

기업규모는 자연로그를 취한 값으로 평균 25.1924 표준편차는 0.6753으로 상당히 변동이 큰 것으로 나타났고 장부가/시가 비율은 평균이 2.2411이고 표준편차는 0.6121로 역시 변동성이 크게 나타났다.

이상의 변수를 이용하여 식(5)와 식(9)의 방법을 이용하여 개별기업의 고유변동성을 계산한다.

## V. 실증분석 결과

### 제1절 고유변동성 기준 포트폴리오 분류

본 연구의 목적은 기대수익률의 횡단면상에서 기대수익률을 설명하는 요인을 찾으려는 동기를 갖고 시작되었다. 전통적인 CAPM모형의 가정에 의하면 투자자들은 동질적인 투자기회와 무수히 많은 분산투자 기회를 갖고 있으므로, 적절한 분산투자를 통하여 투자자들이 직면하는 비체계적인 위험을 감소시키고 체계적인 위험만을 고려하여 투자하고 이를 기초로 기대수익률을 예측하는 것이 타당하다고 주장되어졌다. 그러나 선행연구에서 밝힌 것처럼, 많은 투자자들이 선택의 문제와 자본의 제약 등의 이유로 충분히 분산투자를 실시하지 못함을 발견하였다. 이는 투자자들이 분산투자를 통하여 감소시킬 수 있다고 믿어져 왔던 비체계적 위험, 기업의 고유 위험을 분산시킬 수 없고 그 위험에 그대로 노출됨을 주장하였다. 많은 선행연구들이 이러한 개별기업의 고유위험이 미래의 주식수익률을 설명할 수 있는 요소로 발견되고 있음을 제시하였다. 그러나 일관된 실증분석결과를 제시할 수 없는 상황도 발생하였다. 따라서 본 연구에서는 이러한 상황 하에서, 한국주식시장에서 기대수익률을 잘 설명한다고 주장되어진 Fama and French(1993)의 3요인 모형과 최근 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)등이 미국 주식시장에서 Fama and French(1993)의 3요인 모형보다 기대수익률을 더 잘 설명한다고 주장함에 따라 한국주식시장에서도 그 효용성을 검증하고 고유위험의 측정치로 이용하고자 한다.

Ang et al.(2006)은 주식수익률의 고유변동성이 기대수익률의 횡단면 상에서 기대수익률을 설명할 수 있는지 여부를 검증하였다. 그들의 실증분석 결과에 의하면, 개별기업의 고유변동성과 기대수익률 간에는 음의 관계를 갖는다는 것을 발견하였다. 이것은 개별기업의 고유변동성이 높은 포트폴리오가 고유변동성이 낮은 포트폴리오에 비해 낮은 평균수익률을 갖는다는 것을 의미한다. <표2>는 1995년 7월부터 2010년 6월까지 한국주식시장에 상장된 624개의 표본기업을 대상으로 192월의 표본기간에 대해 개별기업의 고유변동성을 식(5)와 식(6) 그리고 식(11)을 이용하여 산출하고 10개의 포트폴리오로 분할한 후, 포트폴리오별로 동

일가중평균수익률 결과를 나타낸 것이다. Panel A는 Fama and French(1993)의 모형을 이용하여 개별기업의 고유변동성을 측정한 것이고 Panel B는 Chen et. al.(2010)의 모형을 이용하여 개별기업의 고유변동성을 측정한 것이다. Panel A의 결과를 살펴보면, 개별기업의 고유변동성이 가장 작은 포트폴리오인 P1의 평균수익률은 0.0559이고 수익률의 표준편차는 0.0848이다. 개별기업의 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오인 P10의 평균수익률은 -0.0439이고 수익률의 표준편차는 0.1362이다. 개별기업의 고유변동성이 증가할수록 포트폴리오의 평균수익률은 감소하고 있고 표준편차는 증가하고 있다. 특히 개별기업의 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오 10에서 고유변동성이 가장 작은 포트폴리오 1과의 차이분석의 결과는 음의 값을 갖고 1%유의수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보이고 있다. 이러한 결과는 Ang, Hodrick, Xing and Zhang(2006)의 결과와 유사하게 나타나고 있고 김태혁과 변영태(2011)의 결과와도 유사하게 나타나고 있다.

Panel B는 Chen et. al.(2010)의 대안적 3요인 모형에 기초하여 개별기업의 고유변동성을 계산하고 이를 기준하여 10개의 포트폴리오로 분할 한 결과를 보이고 있다. Panel B의 결과를 살펴보면, 개별기업의 고유변동성이 가장 작은 포트폴리오인 P1의 평균수익률은 0.0245이고 수익률의 표준편차는 0.0796이다. 개별기업의 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오인 P10의 평균수익률은 0.0052이고 수익률의 표준편차는 0.1420이다. 개별기업의 고유변동성이 증가할수록 Panel A의 결과와 유사하게 포트폴리오의 평균수익률은 감소하고 있고 표준편차는 증가하고 있다. 개별기업의 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오 10에서 고유변동성이 가장 작은 포트폴리오 1과의 차이분석의 결과는 양의 값을 갖고 통계적으로 10% 유의수준에서 유의한 결과를 보이고 있다. Panel A와 Panel B에서 개별기업의 고유변동성이 가장 적은 P1의 포트폴리오를 비교하여 보면, Fama and French(1993)의 평균수익률과 표준편차가 Chen et. al.(2010)의 평균수익률과 표준편차보다 크다. 개별기업의 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오 P10을 비교하여보면 Fama and French의 평균수익률은 음의 값을 갖고 있어 Chen, Novy-Marx, and Zhang의 평균수익률보다 적지만 표준편차는 Chen, Novy-Marx, and Zhang보다 적게 나타나고 있고 포트폴리오 10과 포트폴리오 1의 차이분석의 유의성도 Fama and French(1993)의 3요인 모형이 더 크게 나타나고 있다.

<표2> 요인모형별 개별기업의 고유변동성에 기초한 포트폴리오의 성과

	Panel A : 3요인모형에 기초한 고유변동성		Panel B : 대안적 3요인모형에 기초한 고유변동성	
	평균	표준편차	평균	표준편차
P1	0.0116	0.0860	0.0101	0.0809
P2	0.0136	0.0937	0.0130	0.0941
P3	0.0140	0.1021	0.0151	0.0987
P4	0.0145	0.1017	0.0139	0.1012
P5	0.0133	0.1053	0.0121	0.1018
P6	0.0163	0.1090	0.0157	0.1115
P7	0.0126	0.1079	0.0141	0.1115
P8	0.0143	0.1124	0.0152	0.1185
P9	0.0105	0.1216	0.0104	0.1214
P10	-0.0018	0.1393	-0.0005	0.1449
P10-P1	-0.0134	0.0993	-0.0106	0.1086
알파	-0.0179** (-2.5499)		-0.0121* (-1.9754)	

주) 1997년 7월부터 2010년 6월까지 624개의 표본기업에 대해 매월 일별자료를 이용하여 식(5)와 같이 Fama and French(1993)의 3요인 모형에 기초하여 회귀분석을 실시하여 얻은 잔차를 식(6)의 방법을 이용해 고유변동성을 구하고 역시 유사하게 Chen et. al.(2010)의 대안적 3요인 모형인 식(11)에 기초하여 회귀분석을 후, 얻어진 잔차를 식(6)을 이용해 고유변동성을 구한 후 이를 개별기업의 고유변동성으로 이용한다. 포트폴리오 P1은 개별기업의 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오이고 P10은 개별기업의 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오를 나타내고 있다. ( )안은 t-값을 나타내고 있음. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

고유변동성이 가장 작은 포트폴리오 1에서 가장 큰 포트폴리오 10으로 갈수록 포트폴리오의 평균수익률을 감소하지만 Fama and French(1993)의 모형의 결과처럼 급격하게 감소하지는 않는다. 또한 표준편차는 일관되게 증가하고 있어 포트폴리오의 구성은 적절하게 잘 분류된 것으로 보인다.



<표2>의 결과에 의하면 선행연구와 같이 개별기업의 고유변동성이 증가할수록 포트폴리오의 평균 수익률은 감소하고 있다. 이는 개별기업의 고유변동성이 한국주식시장에서 기대수익률을 설명하는 힘이 있다고 볼 수 있다. 특히 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 방법을 이용한 개별기업의 고유변동성을 계산하려는 시도는 없었으므로 한국주식시장에서 투자자들의 포트폴리오 구성에 유의한 도움을 주리라 생각한다. 따라서 개별기업의 고유변동성을 이용하여 미래의 주식수익률을 예측하는 설명력은 기존의 3요인모형이나 새로운 대안적인 3요인 모형 모두 통계적인 유의성이 있으나 Fama and French(1993)의 요인모형이 더 우수한 것으로 볼 수 있다.

<표3>은 Fama and French와 Chen, Novy-Marx, and Zhang의 고유변동성에 기초하여 10개의 포트폴리오로 구분한 후, 각 포트폴리오에 포함된 기업들의 특성에 대하여 나타내고 있다. <표2>에서 3요인모형과 대안적 3요인 모형에 기초한 개별기업의 고유변동성이 기대수익률의 유의한 설명력을 갖고 있으므로 개별기업들의 특성에 대해 살펴보고자 한다. Panel A는 Fama and French의 3요인모형을, Panel B는 Chen, Novy-Marx, and Zhang의 대안적 3요인 모형의 포트폴리오별 기업특성에 대해 나타내고 있다. Panel A에서 P1은 개별기업의 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오이고 P10은 개별기업의 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오를 나타내고 있다. P1의 평균수익률은 0.0559이고 기업규모 비중은 전체 100%중에서 14.3649%, 주가는 평균 52,407원, 베타는 0.3250, 장부가/시가 비율은 0.4107이다. P10의 평균수익률은 -0.0439이고 기업규모 비중은 전체 100%중에서 4.0647%, 주가는 평균 46,941원, 베타는 0.9565, 장부가/시가 비율은 0.6022이다. 개별기업의 고유변동성이 커질수록 기대수익률은 감소하는 양상을 보이고 있다. 또한 기업규모도 감소하고 있어서 개별기업의 고유변동성에 기업규모가 크게 영향을 미침을 볼 수 있다. 또한 이와 함께 주가도 하락하는 양상을 보이고 있다. 베타도 고유변동성이 증가할수록 증가하고 있어서 CAPM이론에서 주장하는 것처럼 위험이 높으면 보상도 높아야 한다는 점에서 위험이 높아지고 있지만 평균수익률이 감소하고 있어서 이를 설명하기 위한 연구가 필요하다고 사료되어진다. 장부가/시가 비율은 P1과 P2는 감소하지만 이후에는 일관되게 꾸준히 증가하는 양상을 보이고 있다. Panel B의 결과도 Panel A의 결과와 유사한 양상을 보이고 있다.

<표3> 요인모형별 개별기업의 고유변동성과 통제변수와의 관계

Panel A : 3요인 모형에 기초한 고유변동성						
	기대수익률	기업규모(10 <sup>8</sup> , %)		주가(원)	베타	장부가/시가
P1	0.0559	311	14.3649	52,407	0.3250	0.4107
P2	0.0479	308	14.2263	42,007	0.4379	0.3129
P3	0.0392	299	13.8106	42,336	0.5631	0.3631
P4	0.0389	251	11.5935	45,441	0.6807	0.3549
P5	0.0276	231	10.6697	45,588	0.7105	0.3982
P6	0.0207	219	10.1155	42,151	0.7674	0.3901
P7	0.0171	180	8.3141	41,273	0.8326	0.4214
P8	-0.0284	179	8.2679	48,887	0.8580	0.4678
P9	-0.0347	99	4.5727	47,214	0.8841	0.5203
P10	-0.0439	88	4.0647	46,941	0.9565	0.6022
Panel B : 대안적 3요인 모형에 기초한 고유변동성						
P1	0.0245	301	14.4781	51,405	0.3450	0.4078
P2	0.0212	302	14.5262	41,997	0.5367	0.3295
P3	0.0192	298	14.3338	42,776	0.6318	0.3463
P4	0.0185	247	11.8807	45,175	0.6800	0.3489
P5	0.0165	231	11.1111	45,590	0.7057	0.3821
P6	0.0199	220	10.5820	41,541	0.7724	0.3900
P7	0.0183	164	7.8884	42,653	0.8246	0.4196
P8	0.0196	149	7.1669	50,897	0.8581	0.4682
P9	0.0146	97	4.6657	47,619	0.8743	0.5178
P10	0.0052	70	3.3670	47,957	0.9659	0.6014

주) <표3>은 Fama and French와 Chen, Novy-Marx, and Zhang의 방법론을 이용하여 측정  
한 개별기업의 고유변동성을 정렬하여 10개의 포트폴리오로 구분한 후, 각 포트폴리오에  
해당하는 기업의 특성에 대하여 나타낸 것이다. 기대수익률은 고유변동성을 기초로 정렬한  
후, 10개의 포트폴리오의 동일가중 평균수익률을 나타낸 것이다. 기업규모는 개별기업의 기  
업규모를 고유변동성에 따라 정렬한후 평균을 계산한 것으로 왼쪽은 평균 기업규모이고 오  
른쪽은 전체 기업규모중 각 포트폴리오에 해당하는 기업규모의 비중으로 계산한 것이다.  
주가는 역시 개별기업의 고유변동성에 기초하여 10개의 포트폴리오로 구분한 후, 각 포트

폴리오에 해당하는 기업들의 평균주가이다. 베타는 개별기업의 베타를 시장모형에 기초하여 측정한 후, 고유변동성에 기초하여 정렬하여 10개의 포트폴리오로 분할한 후 평균값을 제시한 것이다. 장부가/시가는 식(2)의 방법을 따라 측정한 값을 개별기업의 고유변동성에 기초하여 정렬한 후 평균값을 나타낸 것이다. P1은 개별기업의 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오이고 P10은 개별기업의 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오를 나타내고 있다.

## 제2절 기업의 특성을 통제 한 후의 고유변동성과 주식수익률의 관계

제2절에서는 Ang et al.(2006)의 방법을 따라서 기업규모와 장부가/시가 비율의 기업 특성을 통제 한 후, Fama and French(1993)과 Cehn, Novy-Marx, Zhang(2010)의 3요인 모형에 기초한 개별기업의 고유변동성이 기대수익률을 설명할 수 있는지 여부를 검증하고자 한다.

### 1. 기업규모 효과의 통제

많은 선행연구들에서 기업규모가 주식의 기대수익률에 영향을 미친다는 주장이 제기되었다. <표4>는 기업규모와 Fama and French(1993)과 Cehn, Novy-Marx, Zhang(2010)의 3요인 모형에 기초한 개별기업의 고유변동성을 이용하여 포트폴리오를 구성하고 1개월간 포트폴리오를 유지한 결과의 성과를 나타낸 것이다. Panel A는 먼저 기업규모를 기준으로 개별기업의 자료를 정렬한 후, Fama and French의 3요인 모형을 따라 측정한 고유변동성으로 다시 4개의 포트폴리오로 정렬하였다. 따라서 기업규모로 4개의 포트폴리오, 고유변동성으로 4개의 포트폴리오로 구분하여 총 16개의 포트폴리오를 구성하였다. 식(12)와 같이 회귀분석을 실시한 후 동일가중 Jensen-alpha 값을 추출한다.

$$R_t - RF_t = a + b(RM_t - RF_t) + sSMB_t + hHML_t + e_t \quad (12)$$

여기서  $R_t$  : t월의 개별기업의 기업규모-고유변동성 포트폴리오별

동일가중 평균 주식수익률  
 $RF_t$  : t월의 무위험증권의 수익률  
 $RM_t$  : t월의 시장 포트폴리오의 수익률  
 $SMB_t$  : t월의 규모기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률  
 $HML_t$  : t월의 장부가치-시장가치비율기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률  
 $a, b, s, h$  : 추정계수  
 $e_t$  : 잔차항

Panel B는 먼저 기업규모를 기준으로 개별기업의 자료를 정렬한 후, Cehn, Novy-Marx, Zhang(2010)의 3요인 모형을 따라 측정된 고유변동성으로 다시 4개의 포트폴리오로 정렬하였다. Panel A와 같이 기업규모로 4개의 포트폴리오와 고유변동성으로 4개의 포트폴리오로 구분하여 총 16개의 포트폴리오를 구성하고 식(12)와 같이 회귀분석을 실시한 후 동일가중 Jensen-alpha 값을 추출한다.

$$R_t - RF_t = a + b(RM_t - RF_t) + iINV_t + rROA_t + e_t \quad (13)$$

여기서  $R_t$  : t월의 개별기업의 기업규모-고유변동성 포트폴리오별  
 동일가중 평균 주식수익률  
 $RF_t$  : t월의 무위험증권의 수익률  
 $RM_t$  : t월의 시장 포트폴리오의 수익률  
 $INV_t$  : t월의 투자기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률  
 $ROA_t$  : t월의 수익성기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률  
 $a, b, i, r$  : 추정계수  
 $e_t$  : 잔차항

<표4>에서 포트폴리오 P1은 기업규모가 가장 작은 소규모 집단이고 P4는 기업규모가 가장 큰 기업들을 나타내고 있다. IVOL1은 개별기업의 고유변동성이

가장 낮은 포트폴리오들이고 IVOL4는 개별기업의 고유변동성이 가장 높은 포트폴리오들이다. 본 연구에서는 개별기업들의 규모효과를 통제하기 위하여 Ang et al.(2006)의 방법론을 따라 개별기업들의 기업규모를 따라 정렬한 후에 고유변동성을 정렬하여 4개의 포트폴리오를 구성하면, 기업규모가 비슷한 집단에서 차이가 나는 집단으로 차이를 두게 되면, 기업규모를 통제할 수 있게 된다.

<표4>의 Panel A에서 개별기업의 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오 IVOL1에서 기업규모 포트폴리오별로 알파값과 t-값을 살펴보면, 0.0005(0.0704), 0.0098(1.3793), 0.0158(2.3256) 그리고 0.0146(2.3645)이고 개별기업의 고유변동성이 가장 높은 포트폴리오 IVOL4에서 기업규모 포트폴리오별로 알파값과 t-값을 살펴보면 -0.0219(-1.9708), 0.0032(0.3847), 0.0174(1.9989) 그리고 0.0315(3.9625)로 기업규모가 적은 포트폴리오 P1과 P2에서는 감소하는 추세를 보이고 기업규모가 큰 포트폴리오 P3와 P4에서는 증가하는 추세를 보이고 있다. IVOL4와 IVOL1 사이의 차이 분석에 대한 알파값과 t-값은 -0.0281(-3.7629), -0.0123(-2.5433), -0.0041(-0.8522) 그리고 0.0112(2.6281)로 기업규모가 적은 포트폴리오에서는 개별기업의 고유변동성과 기대수익률 사이에는 음의 상관관계를 볼 수 있고 기업규모가 큰 포트폴리오에서는 개별기업의 고유변동성과 기대수익률 사이에 양의 상관관계를 발견하였다. 고유변동성을 통제하고 기업규모가 가장 작은 포트폴리오와 가장 큰 포트폴리오 사이의 차이분석에 대한 알파값과 t-값은 각각 0.0141(3.2546), 0.0214(4.1548), 0.0287(4.1820) 그리고 0.0534(5.7583)로 통계적으로 1%유의수준에서 통계적으로 유의한 양의 값을 갖고 있다. 이는 선행연구와 같이 기업규모 효과가 존재함을 볼 수 있다.

<표4>의 Panel B에서 개별기업의 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오 IVOL1에서 기업규모 포트폴리오별로 알파값과 t-값을 살펴보면, 0.0021(0.2947), 0.0077(1.1819), 0.0143(2.1548) 그리고 0.0101(1.5425)이고 개별기업의 고유변동성이 가장 높은 포트폴리오 IVOL4에서 기업규모 포트폴리오별로 알파값과 t-값을 살펴보면 -0.0218(-2.0351), 0.0082(0.9797), 0.0202(2.3356) 그리고 0.0284(3.4572)로 증가하는 추세를 보이고 있어 Chen, Novy-Marx, and Zhang의 고유변동성과 기대수익률 사이에는 기업규모가 적은 경우에는 음의 관계를, 기업규모가 큰 경우에는 대부분 양의 관계를 갖고 있는 것으로 나타났다. IVOL4와 IVOL1 사이의 차이분석에 대한 알파값은 -0.0296(-3.7821), -0.0052(-1.0598), 0.0002(0.0435) 그리고

0.0126(2.9398)로 기업규모가 적은 포트폴리오에서는 개별기업의 고유변동성과 기대수익률 사이에는 음의 상관관계를 볼 수 있고 기업규모가 큰 포트폴리오에서는 개별기업의 고유변동성과 기대수익률 사이에 양의 상관관계를 발견하였다. 고유변동성을 통제하고 기업규모가 가장 적은 포트폴리오와 가장 큰 포트폴리오 사이의 차이분석에 대한 알파값과 t-값은 각각 0.0080(1.5709), 0.0160(2.6534), 0.0241(3.3777) 그리고 0.0502(4.9992)로 고유변동성이 가장 적은 경우를 제외하고는 모두 통계적으로 1%유의수준에서 유의한 양의 값을 갖고 있다. 이는 선행연구와 같이 기업규모 효과가 존재함을 볼 수 있다.

<표4> 기업규모와 개별기업 고유변동성을 통제한 후의 포트폴리오 성과

		Panel A : 3요인 모형을 이용한 고유변동성				
		(LOW) IVOL1	IVOL2	IVOL3	(High) IVOL4	]IVOL4- IVOL1
기 업 규 모	Small P1	0.0005 (0.0704)	-0.0020 (-0.2363)	-0.0058 (-0.6450)	-0.0219* (-1.9708)	-0.0281*** (-3.7629)
	P2	0.0098 (1.3793)	0.0072 (0.9409)	0.0077 (0.9429)	0.0032 (0.3847)	-0.0123*** (-2.5433)
	P3	0.0158*** (2.3256)	0.0189*** (2.4690)	0.0161** (2.0057)	0.0174* (1.9989)	-0.0041 (-0.8522)
	Big P4	0.0146*** (2.3645)	0.0195*** (2.8732)	0.0229*** (3.1069)	0.0315*** (3.9625)	0.0112*** (2.6281)
	P4-P1	0.0141*** (3.2546)	0.0214*** (4.1548)	0.0287*** (4.1820)	0.0534*** (5.7583)	0.0421*** (4.9238)
		Panel B : 대안적 3요인 모형을 이용한 고유변동성				
		(LOW) IVOL1	IVOL2	IVOL3	(High) IVOL4	]IVOL4- IVOL1
기 업 규 모	Small P1	0.0021 (0.2947)	0.0005 (0.0621)	-0.0050 (-0.5760)	-0.0218** (-2.0351)	-0.0296*** (-3.7821)
	P2	0.0077 (1.1819)	0.0068 (0.9131)	0.0082 (1.0122)	0.0082 (0.9797)	-0.0052 (-1.0598)
	P3	0.0143** (2.1548)	0.0151** (2.1116)	0.0169** (2.0906)	0.0202** (2.3356)	0.0002 (0.0435)
	Big P4	0.0101 (1.5425)	0.0165** (2.3791)	0.0191** (2.5857)	0.0284*** (3.4572)	0.0126*** (2.9398)
	P4-P1	0.0080 (1.5709)	0.0160*** (2.6534)	0.0241*** (3.3777)	0.0502*** (4.9992)	0.0376*** (3.9228)

주) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.  
( )안은 t-값을 나타내고 있음.

## 2. 장부가/시가 비율의 통제

<표5>는 기업의 규모효과를 통제한 경우와 같이 장부가/시가 비율을 통제한 후에도 개별기업의 고유변동성이 기대수익률을 설명하는지 여부를 검증한다. <표4>의 기업규모를 통제한 경우같이 장부가/시가비율과 Fama and French(1993)과 Cehn, Novy-Marx, Zhang(2010)의 3요인 모형에 기초한 개별기업의 고유변동성을 이용하여 포트폴리오를 구성하고 1개월간 포트폴리오를 유지한 결과의 성과를 나타낸 것이다. Panel A는 먼저 장부가/시가비율을 기준으로 개별기업의 자료를 정렬한 후, Fama and French의 3요인 모형을 따라 측정된 고유변동성으로 다시 4개의 포트폴리오로 정렬하였다. 따라서 장부가/시가 비율로 4개의 포트폴리오, 고유변동성으로 4개의 포트폴리오로 구분하여 총 16개의 포트폴리오를 구성하였다. 식(13)과 같이 회귀분석을 실시한 후 동일가중 Jensen-alpha 값을 추출한다.

$$R_t - RF_t = a + b(RM_t - RF_t) + sSMB_t + hHML_t + e_t \quad (13)$$

여기서  $R_t$  : t월의 개별기업의 장부가/시가-고유변동성 포트폴리오별

동일가중 평균 주식수익률

$RF_t$  : t월의 무위험증권의 수익률

$RM_t$  : t월의 시장 포트폴리오의 수익률

$SMB_t$  : t월의 규모기준 체로-투자 포트폴리오의 수익률

$HML_t$  : t월의 장부가치-시장가치비율기준 체로-투자 포트폴리오의 수익률

$a, b, s, h$  : 추정계수

$e_t$  : 잔차항

Panel B는 먼저 장부가/시가 비율을 기준으로 개별기업의 자료를 정렬한 후, Cehn, Novy-Marx, Zhang(2010)의 3요인 모형을 따라 측정된 고유변동성으로



다시 4개의 포트폴리오로 정렬하였다. Panel A와 같이 장부가/시가비율로 4개의 포트폴리오와 고유변동성으로 4개의 포트폴리오로 구분하여 총 16개의 포트폴리오를 구성하고 식(14)와 같이 회귀분석을 실시한 후 동일가중 Jensen-alpha 값을 추출한다.

$$R_t - RF_t = a + b(RM_t - RF_t) + iINV_t + rROA_t + e_t \quad (14)$$

여기서  $R_t$  : t월의 개별기업의 장부가/시가-고유변동성 포트폴리오별  
동일가중 평균 주식수익률  
 $RF_t$  : t월의 무위험증권의 수익률  
 $RM_t$  : t월의 시장 포트폴리오의 수익률  
 $INV_t$  : t월의 투자기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률  
 $ROA_t$  : t월의 수익성기준 제로-투자 포트폴리오의 수익률  
 $a, b, i, r$  : 추정계수  
 $e_t$  : 잔차항

<표5>에서 포트폴리오 P1은 기업규모가 가장 작은 소규모 집단이고 P4는 기업규모가 가장 큰 기업들을 나타내고 있다. <표5>의 Panel A에서 개별기업의 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오 IVOL1에서 장부가/시가 포트폴리오별로 알파값과 t-값을 살펴보면, 0.0071(1.2607), 0.0096(1.4477), 0.0140(1.9901) 그리고 0.0210(2.4603)로 개별기업의 고유변동성이 가장 높은 포트폴리오 IVOL4에서 장부가/시가 포트폴리오별로 알파값과 t-값을 살펴보면 0.0012(0.1640), -0.0005(-0.0605), -0.0011(-0.1224) 그리고 0.0019(0.1622)로 고유변동성이 증가할수록 알파값은 감소함을 볼 수 있다. 장부가/시가 포트폴리오 전체에서 IVOL4와 IVOL1 사이의 차이분석에 대한 알파값과 t-값은 -0.0116(-3.0750), -0.0158(-3.4666), -0.0208(-4.2365) 그리고 -0.0248(-3.0769)로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음의 값을 갖고 있다.

<표5> 장부가/시가와 개별기업 고유변동성을 통제한 후의 포트폴리오 성과

		Panel A : 3요인 모형을 이용한 고유변동성				
		(LOW) IVOL1	IVOL2	IVOL3	(High) IVOL4	]IVOL4- IVOL1
장 부 가/ 시 가	LOW P1	0.0071 (1.2607)	0.0063 (0.9868)	0.0056 (0.8367)	0.0012 (0.1640)	-0.0116*** (-3.0750)
	P2	0.0096 (1.4477)	0.0114 (1.5653)	0.0085 (1.0779)	-0.0005 (-0.0605)	-0.0158*** (-3.4666)
	P3	0.0140** (1.9901)	0.0147* (1.9696)	0.0136* (1.6912)	-0.0011 (-0.1224)	-0.0208*** (-4.2365)
	High P4	0.0210** (2.4603)	0.0208** (2.3308)	0.0178** (1.8953)	0.0019 (0.1622)	-0.0248*** (-3.0769)
	P4-P 1	0.0139*** (2.7146)	0.0145** (2.6014)	0.0122** (1.9749)	0.0007 (0.0767)	0.0255*** (5.0524)
		Panel B : 대안적 3요인 모형을 이용한 고유변동성				
		(LOW) IVOL1	IVOL2	IVOL3	(High) IVOL4	]IVOL4- IVOL1
장 부 가/ 시 가	LOW P1	0.0077 (1.3627)	0.0066 (1.0458)	0.0039 (0.5974)	0.0020 (0.2694)	-0.0113*** (-2.8310)
	P2	0.0081 (1.2482)	0.0105 (1.4543)	0.0106 (1.3677)	-0.0004 (-0.0528)	-0.0143*** (-3.0308)
	P3	0.0133** (1.9779)	0.0155** (2.0184)	0.0142* (1.6942)	-0.0017 (-0.1899)	-0.0207*** (-4.0717)
	High P4	0.0202** (2.3707)	0.0213** (2.4334)	0.0180* (1.8927)	0.0019 (0.1594)	-0.0240*** (-2.8685)
	P4-P 1	0.0125** (2.4800)	0.0147*** (2.6842)	0.0142** (2.2609)	-0.0001 (-0.0143)	0.0239*** (4.6806)

주) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.  
( )안은 t-값을 나타내고 있음.

<표5>의 Panel B에서 개별기업의 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오 IVOL1에서 기업규모 포트폴리오별로 알파값과 t-값을 살펴보면, 0.0077(1.3627), 0.0081(1.2482), 0.0133(1.9779) 그리고 0.0202(2.3707)이고 개별기업의 고유변동성이 가장 높은 포트폴리오 IVOL4에서 기업규모 포트폴리오별로 알파값과 t-값을 살펴보면 0.0020(0.2694), -0.0004(-0.0528), -0.0017(-0.1899) 그리고 0.0019(0.1594)로 개별기업의 고유변동성이 증가할수록 동일가중 평균 alpha 값은 감소하는 경향을 보이고 있다. 따라서 Chen, Novy-Marx, and Zhang의 고유변동성과 기대수익률 사이에는 음의 관계를 갖고 있는 것으로 나타났다. IVOL4와 IVOL1 사이의 차이분석에 대한 알파값은 -0.0113(-2.8310), -0.0143(-3.0308), -0.0207(-4.0717) 그리고 -0.0240(-2.8685)으로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음의 값을 갖고 있는 것으로 나타났다. 따라서 장부가/시가 비율을 통제하고 Chen, Novy-Marx, and Zhang의 고유변동성은 기대수익률을 설명할 수 있는 힘이 존재함을 볼 수 있다.

### 제3절 모멘텀 거래전략

<표4>와 <표5>의 분석에서는 Fama and French(1993)와 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 요인모형을 이용하여 고유변동성을 측정하고 포트폴리오를 구성할 때 과거 1개월 전 자료를 이용하여 기업규모와 장부가/시가 비율의 통제 후에도 고유변동성의 영향력이 존재하는지 여부를 검증하였다. 한편 Jagadeesh and Titman(1993)은 단기적으로 과거의 주식수익률을 이용하여 포트폴리오를 구성한 후 성과를 살펴보면, 과거에 이익을 경험한 주식들은 계속적으로 이익을 창출하는 경향이 있고 과거에 손실을 경험한 주식들은 계속적으로 음의 성과를 창출하여 투자전략의 성과가 계속 지속된다고 하였다. 이러한 선행연구에 기초하여 Jegadeesh-Titman(1993)의 방법처럼 포트폴리오 구성기간을 3, 6, 9 그리고 12개월 전의 포트폴리오 구성을 통해 미래 3, 6, 9 그리고 12개월의 보유수익률의 성과를 비교하여 개별기업의 고유변동성이 미치는 영향력을 세부적으로 검토하고자 한다.

<표6> 고유변동성 추정 후 보유기간의 차이에 따른 요인 모형별 포트폴리오의 성과

포트폴리오 구성기간		Panel A : 3요인 모형을 이용한 고유변동성				Panel B : 대안적 3요인 모형을 이용한 고유변동성			
		3개월	6개월	9개월	12개월	3개월	6개월	9개월	12개월
1개 월 전	P1	0.0434	0.0922	0.1364	0.1901	0.0412	0.0878	0.1323	0.1885
	P2	0.0396	0.0844	0.1362	0.1924	0.0376	0.0786	0.1306	0.1826
	P3	0.0466	0.0973	0.1528	0.2089	0.0512	0.1014	0.1569	0.2179
	P4	0.0482	0.0997	0.1599	0.2146	0.0469	0.1005	0.1548	0.2005
	P5	0.0458	0.1052	0.1564	0.2080	0.0418	0.0958	0.1486	0.2052
	P6	0.0523	0.1058	0.1675	0.2254	0.0538	0.1170	0.1763	0.2369
	P7	0.0512	0.1102	0.1713	0.2225	0.0492	0.1166	0.1814	0.2305
	P8	0.0502	0.1068	0.1695	0.2184	0.0538	0.1081	0.1705	0.2213
	P9	0.0424	0.0976	0.1564	0.2088	0.0459	0.0943	0.1533	0.2080
	P10	0.0164	0.0575	0.0930	0.1274	0.0150	0.0564	0.0949	0.1255
	P10-P1	-0.0270	-0.0346	-0.0434	-0.0627	-0.0262	-0.0314	-0.0374	-0.0630
	알파	-0.0351*** (-3.3721)	-0.0497*** (-2.9521)	-0.0654*** (-3.1375)	-0.0908*** (-3.8952)	-0.0323*** (-2.9497)	-0.0426** (-2.3634)	-0.0551** (-2.4309)	-0.0870*** (-3.4661)

주) 과거 1개월 전의 자료를 이용하여 개별기업의 고유변동성을 추정하여 포트폴리오를 구성한 후, 3개월, 6개월, 9개월 그리고 12개월 동안 포트폴리오를 유지하여 얻은 보유기간 수익률의 성과를 포트폴리오별로 동일가중 평균한 것임. 알파값은 식(13)과 식(14)의 회귀분석을 통하여 얻은 Jensen - alpha 값임. ( )안은 t-값을 나타내고 있음. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<표6>은 과거 1개월 전의 일별자료를 이용하여 요인모형별로 고유변동성을 측정하여 포트폴리오를 구성한후, 포트폴리오 보유기간의 차이에 따른 성과를 나타내고 있다. Panel A는 Fama and French(1993)의 3요인 모형에 기초한 것이고, Panel B는 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 대안적 3요인 모형에 기초한 것이다.

Panel A에서 첫 번째 열은 포트폴리오 구성기간은 1개월 전이고 포트폴리오 구성후, 3개월을 보유하였음을 의미한다. <표2>의 결과와 같이 개별기업의 고유변동성이 증가할수록 포트폴리오의 동일가중 평균수익률은 감소하고 있고 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오 P10과 P1의 차이분석은 평균수익률이 -0.0270으로 음의 값을 갖고 있고 식(13)에 기초한 알파값과 t-값은 각각 -0.0351(-3.3721)로 음의 상관관계를 보여주고 있다. 보유기간을 12개월로 늘리면 포트폴리오 P10과 P1의 차이분석은 평균수익률이 -0.0627으로 음의 값을 갖고 있고 식(13)에 기초한 알파값과 t-값은 각각 -0.0908(-3.8952)로 역시 음의 상관관계를 보여주고 있다.

Panel B의 첫 번째 열은 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 대안적 3요인 모형을 이용하여 과거 1개월 전의 개별기업의 고유변동성을 측정하여 포트폴리오를 구성한 후, 포트폴리오를 3개월간 보유한 성과를 보여주고 있다. 고유변동성이 증가할수록 동일가중 평균수익률은 감소하고 있다. 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오 P10과 P1의 차이분석은 평균수익률이 -0.0262로 음의 값을 갖고 있고 식(14)에 기초한 알파값과 t-값은 각각 -0.0323(-2.94971)로 음의 상관관계를 보여주고 있다. 보유기간을 12개월로 늘리면 포트폴리오 P10과 P1의 차이분석은 평균수익률이 -0.0630으로 음의 값을 갖고 있고 식(14)에 기초한 알파값과 t-값은 각각 -0.0870(-3.4661)로 음의 상관관계를 보여주고 있다. 과거 1개월 전의 자료를 이용하여 개별기업의 고유변동성을 측정하고 이를 기초로 포트폴리오를 설정하여 보유하는 경우에, 1개월 보다는 3개월 보유하는 것이 통계적인 유의성이 높았고 9개월 이상 보유하는 경우에 통계적인 유의성은 더욱 뚜렷하게 나타나고 있다.

<표7> 고유변동성 추정 후 포트폴리오 구성기간의 차이에 따른 요인모형별 포트폴리오의 성과

포트폴리오 구성기간		Panel A : Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용한 고유변동성				Panel B : Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 3요인 모형을 이용한 고유변동성			
		3개월	6개월	9개월	12개월	3개월	6개월	9개월	12개월
3개 월전	P10- P1	-0.0001	-0.0081	-0.0280	-0.0643	0.0040	-0.0024	-0.0271	-0.0620
	알파	-0.0029 (-0.2335)	-0.0112 (-0.6315)	-0.0300 (-1.4288)	-0.0659** (-2.5222)	-0.0024 (-0.1854)	-0.0033 (-0.1747)	-0.0287 (-1.3094)	-0.0621** (-2.4313)
6개 월전	P10- P1	-0.0018	-0.0134	-0.0425	-0.0621	0.0024	-0.0101	-0.0348	-0.0605
	알파	0.0047 (0.4594)	0.0177 (1.1648)	0.0495*** (2.7274)	0.0710*** (3.1091)	0.0008 (0.0673)	-0.0107 (-0.6292)	-0.0369* (-1.8487)	-0.0633*** (-2.7906)
9개 월전	P10- P1	0.0022	-0.0249	-0.0432	-0.0734	0.0030	-0.0227	-0.0447	-0.0806
	알파	0.0009 (0.0898)	-0.0271** (-2.1603)	-0.0465*** (-2.6449)	-0.0761*** (-4.7520)	0.0013 (0.1141)	-0.0231 (-1.5862)	-0.0455** (-2.5802)	-0.0819*** (-4.9496)
12개 월전	P10- P1	-0.0170	-0.0404	-0.0616	-0.0828	-0.0169	-0.0425	-0.0675	-0.0908
	알파	-0.0184* (-1.9544)	-0.0416*** (-3.4985)	-0.0602*** (-4.4349)	-0.0822*** (-5.3058)	-0.0177* (-1.8112)	-0.0417*** (-3.3921)	-0.0664*** (-4.6403)	-0.0900*** (-5.5821)

주) 포트폴리오 구성기간의 차이를 두어 포트폴리오를 구성한 후, 3개월, 6개월, 9개월 그리고 12개월 동안 포트폴리오를 유지하여 얻은 보유기간 수익률의 성과를 포트폴리오별로 동일가중 평균한 것임. 포트폴리오 P10과 P1의 차이분석과 알파값만을 제시하였고 전체 결과는 부록에 제시하였음. 알파값은 식(13)과 식(14)의 회귀분석을 통하여 얻은 Jensen - alpha 값임. ( )안은 t-값을 나타내고 있음.

\*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<표7>은 요인모형별로 고유변동성을 측정하는 시기를 3, 6, 9 그리고 12개월 전으로 달리하여 포트폴리오를 구성한 후, 포트폴리오 보유기간의 차이에 따른 성과를 나타내고 있다. Panel A는 Fama and French(1993)의 3요인 모형에 기초한 것이고, Panel B는 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 대안적 3요인 모형에 기초한 것이다.

Panel A에서 첫 번째 행은 포트폴리오 구성기간은 3개월 전이고 포트폴리오 구성후, 3, 6, 9 그리고 12개월을 보유하였음을 의미한다. 포트폴리오 구성기간을 3개월 전으로 하였을 때, 12개월을 보유하였을 때에 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 값을 나타내고 있고, 구성기간을 6개월로 늘리면 9개월은 포트폴리오를 보유하여야만 통계적으로 유의한 값을 갖고 있음을 발견하였다. 개별기업의 고유변동성을 측정하기 위한 기간을 늘리고, 보유기간을 늘릴수록 통계적인 유의성이 증가함을 발견할 수 있다. Panel B에서 첫 번째 행은 포트폴리오 구성기간은 3개월 전이고 포트폴리오 구성후, 3, 6, 9 그리고 12개월을 보유하였음을 의미한다. Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 대안적 3요인 모형을 이용한 결과도 Panel A의 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 결과와 유사함을 발견하였다.

## VI. 결 론

Sharpe(1964), Lintner(1965) 그리고 Mossin(1966)의 연구결과에 의해 제시된 전통적인 자본자산가격결정모형(Capital Market Asset Pricing Model :CAPM)은 시장포트폴리오의 변동에서 발생하는 체계적 위험과 개별기업의 기대수익률 사이에 선형관계에 기초하여 투자안의 자기자본 비용 추정에 대한 이론적인 근거를 제시하였다. Fama and French(1993)의 3요인 모형을 필두로 CAPM 모형의 유용성에 대한 논쟁이 시작되었고 이후 기대수익률의 횡단면상에서 체계적 위험의 변동성 요인으로서 기대수익률을 설명하려는 시도가 계속되어져 왔다. 한편, CAPM 모형은 투자자들은 투자를 실시할 때, 투자안의 선택에 있어서 고유위험(Idiosyncratic risk)을 부담하고 그에 대한 보상을 받는다고 주장되어 왔다. 그러나 실증분석결과에 의하면, 투자안으로부터 고유위험에 대한 보상을 받지 못한다는 것이다. CAPM의 가정에 의하면, 투자자들은 충분히 많은 수의 종목에 투자할 수 있음을 가정하고 있어 분산투자에 의하여 투자의사결정시에 개별기업의 고유위험을 충분히 분산시킬 수 있다고 보고 있다. 하지만 선행연구의 결과에 의하면 투자자들은 비체계적인 위험을 상쇄시킬수 있을 정도로 충분히 분산투자 하지 않음을 발견하였다. 이는 실제적인 주식투자에서 투자자들이 분산투자를 충분히 하지 못하고 있고 곧 개별기업의 고유한 위험에 노출되어 있음을 의미한다. 따라서 주식수익률의 고유위험이 주식의 가격 예측에 영향을 주고 있다고 볼 수 있다.

한편, Ang, Hodrick, Xing and Zhang(2006)은 Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용하여 개별기업의 고유변동성(Idiosyncratic volatility)을 추정하였고 고유변동성이 높은 주식들이 매우 낮은 평균 수익률을 얻게 되는 사실을 발견하였다. 본 연구의 목적은 Ang, Hodrick, Xing and Zhang(2006)의 방법론을 이용하여 개별기업의 고유변동성이 미래 주식수익률을 설명하는지 여부를 Fama and French(1993)의 3요인 모형과 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 대안적 3요인 모형을 이용하여 한국주식시장에서 실증분석 하였다. 표본기간은 1995년 7월부터 2010년 6월까지이고 표본기업은 한국주식시장에 상장된 비금융기업을 대상으로 624개의 표본을 이용하였다.



실증분석의 결과는 다음과 같다.

첫째, Fama and French(1993)의 3요인 모형과 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 대안적 3요인 모형을 이용하여 개별기업의 고유변동성을 측정하고 주식수익률과의 관계를 살펴본 결과, Fama and French(1993)의 3요인 모형에 기초한 개별기업의 고유변동성이 증가할수록 기대수익률은 감소하는 통계적으로 유의한 음의 상관관계를 발견하였고 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 모형에 입각한 고유변동성은 약하지만 음의 상관관계를 발견하였다.

둘째, 기업의 특성인 기업규모와 장부가/시가 비율을 통제한 후에도 개별기업의 고유변동성이 기대수익률과 음의 상관관계를 갖는지 실증분석 하였다. 분석 결과에 의하면 Fama and French(1993)의 3요인 모형과 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 모형에 의한 고유변동성은 기업규모가 작은 경우에는 기대수익률과 음의 상관관계를 갖고 기업규모가 큰 경우에는 양의 상관관계를 갖는다는 것을 발견하였다. 장부가/시가 비율을 통제한 후에도 Fama and French(1993)의 3요인 모형과 Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 모형에 의한 고유변동성은 기대수익률과 음의 상관관계를 갖는다는 것을 발견하였다.

셋째, 모멘텀 효과를 통제한 후에도 고유변동성은 기대수익률과 음의 상관관계를 갖는다는 것을 발견하였다.

따라서 한국주식시장에서 개별기업의 고유변동성은 미래의 주식수익률을 설명할 수 있는 요인으로 사료된다. 추가적인 기업특성변수를 추가하여 분석을 실시하여 강건성을 높일 필요가 있음을 밝힌다. 또한 본 연구의 표본기간에는 IMF 구제금융을 받은 시기와 국제금융위기의 시기가 포함되어 있어 이를 분리하여 분석할 필요가 있다고 사료된다.

## 참 고 문 헌

- 고봉찬, “위험프리미엄과 상대적세력 투자전략의 수익성,” 『재무관리연구』, 제14권 제1호(1997), pp.1-21.
- 김규영, 김영빈(2001), “한국 주식시장에서 기대수익률의 결정요인은 무엇인가?”, 『증권학회지』, 제28집, pp.57-85.
- 김석진·김지영, “기업규모와 장부가/시가 비율과 주식수익률과의 관계,” 『재무연구』, 제13권 제2호(2000), pp.23-47.
- 김태혁·엄철준, “한국주식시장에 있어서 반전거래전략과 계속거래전략의 경제적 유용성에 관한 비교연구,” 『재무관리연구』, 제14권(1999), pp. 73-111.
- 김태혁·변영태, “한국 주식시장에서 3요인 모형을 이용한 주식수익률의 고유변동성과 기대수익률 간의 관계,” 『한국증권학회지』, 제40권 3호(2011), pp.525-550.
- 김창수, “코스닥 시장의 효율성에 관한 연구,” 『한국증권학회지』, 제27집(2000), pp.331-361.
- 문수현, 2008, 기업고유 변동성을 이용한 주식시장 초과수익률 예측에 관한 연구, 서울대학교 석사 학위 논문.
- 박일재, 2008, 주식 고유 변동성과 주식 기대 수익률의 횡단면 분석에 관한 연구, 서울대학교 석사 학위 논문.
- 이상빈, 서정훈, “주식시장의 초과수익률과 고유변동성의 동적 관계 및 정보효율성에 관한 연구,” 『한국증권학회지』, 제36권 제3호(2007), pp.387-423.
- 이정도, 안영규, “한국 주식시장에서 계속투자전략과 반대투자전략의 수익성분석,” 『한국증권학회지』, 제30권 제1호(2002), pp.33-72.
- Ang, A., R. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, 2006, The Cross-Section of Volatility and Expected Returns,” *Journal of Finance* 61, pp. 259-299.
- Ang, Andrew, and Joseph Chen(2007), “CAPM over the long run: 1926-2001”, *Journal of Empirical Finance* 14, 1-40.
- Bali, T., N. Cakici, X. Yan, and Z. Zhang, 2005, Does Idiosyncratic Risk

- Really Matter?, *Journal of Finance* 60, pp. 905–929.
- Campbell, J. Y., M. Lettau, B. G. Malkiel, and Y. Xu, 2001, Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk, *Journal of Finance* 56, pp. 1–44.
- Campbell, John Y., Jens Hilscher, and Jan Szilagyi, 2008, In search of distress risk, *Journal of Finance* 63, 2899 – 2939.
- Chen, L., Novy-Marx, R., Zhang, L., 2010. An alternative three-factor model. Working Paper.
- Cooper, M. J., Gulen, H., and Schill, M.J., 2008. Asset growth and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance* 63, 1609–1651.
- Cooper, M., J. H. Gulen, and M. J. Schill(2008), “Asset growth and the cross-section of stock returns”, *Journal of Finance* 63, pp.1609–1652
- Daniel, Kent, and Sheridan Titman, “Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in common stock returns,” *Journal of Finance*, No. 52(1997), pp. 1–34.
- DeBondt, Werner F. M., and Richard H. Thaler, “Does the stock market overreact?,” *Journal of Finance*, No. 40(1985), pp. 793–805.
- Fama, E. F., and K. R. French(2008), “Dissecting anomalies”, *Journal of Finance* 63, pp.1653–1678.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, “Common risk factors in the returns in stocks and bonds,” *Journal of Financial Economics*, No.33(1993), pp. 3–56.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, “Multifactor explanations of asset pricing anomalies,” *Journal of Finance*, No. 51(1996), pp. 55–84.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, “The cross-section of expected stock returns,” *Journal of Finance*, No. 47(1992), pp. 427–465.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, “Value versus growth: The international evidence,” *Journal of Finance*, No. 53(1998), pp.1975–1999.
- Goetzmann, W. N. and A. Kumar, 2004, Why do individual investors hold under-diversified portfolios, *working paper*

- Goyal, A. and P. Santa-Clara, 2003, Idiosyncratic Risk Matters!, *Journal of Finance* 58, pp. 975-1007.
- Harvey, C. R. and A. Siddique, 2000, Conditional Skewness in Asset Pricing Tests, *Journal of Finance* 55, pp. 1263-295.
- Hong, H., T. Lim, and J. C. Stein, 2000, Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies, *Journal of Finance* 55, pp. 265-295.
- Jegadeesh, N. and S. Titman, 1993, Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, *Journal of Finance* 48, pp. 65-92.
- Jegadeesh, Narasimhan, and Sheridan Titman, "Returns to buying winners and selling losers: Implication for stock market efficiency," *Journal of Finance*, No. 48(1993), pp. 65-91.
- Lakonishock, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny, 1994, Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk, *Journal of Finance* 49, pp. 1541-1578.
- Lee, C. M. and B. Swaminathan, 2000, Price Momentum and Trading Volume, *Journal of Finance* 54, pp. 1693-1741.
- Levy, Haim, 1978, Equilibrium in an imperfect market : A constraint on the number of securities in the portfolio, *American Economic Review*, pp.643-658.
- Lintner, J., 1965, Security Prices, Risk and Maximal Gains From Diversification, *Journal of Finance* 20, pp. 587-615.
- Lo, Andrew W., and A. Craig Mackinlay, "When are contrarian profits due to stock market overreaction?," *Review of Financial Studies*, No. 3(1990), pp. 175-205.
- Malkiel, Burton G., and Yexiao Xu, 2001, Idiosyncratic risk and security returns, *working paper*, University of Texas at Dallas,
- Moskowitz, Tobias J., and Mark Grinblatt, "Do industries explain momentum?," *Journal of Finance*, No. 54(1999), pp. 1249-1290.
- Mossin, J., 1966, Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica* 20, pp. 768-783.

- Porta, Rafael La, Josef Lakonishok, Andrei Shleifer, and Robert Vishny, "Good news for value stocks: Further evidence on market efficiency," *Journal of Finance*, No. 52(1997), pp. 859-874.
- Sharpe, W. F., 1964, Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance* 19, pp. 425-442.
- Spiegel, Matthew, and Xiaotong Wang, 2006, Cross-sectional variation in the stock returns : Liquidity and idiosyncratic risk, *Working paper*, Yale University.
- Xu, Y. and B. G. Malkiel, 2003, Investigating the Behavior of Idiosyncratic Volatility, *Journal of Business* 76, pp. 613-644.

<부록1> 3개월 전 자료를 이용한 고유변동성 추정 후 보유기간의 차이에 따른 성과 및 요인 모형별 비교

	Panel A : Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용한 고유변동성				Panel B : Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 3요인 모형을 이용한 고유변동성			
	3개월	6개월	9개월	12개월	3개월	6개월	9개월	12개월
P1	0.0434	0.0922	0.1364	0.1901	0.0412	0.0878	0.1323	0.1885
P2	0.0396	0.0844	0.1362	0.1924	0.0376	0.0786	0.1306	0.1826
P3	0.0466	0.0973	0.1528	0.2089	0.0512	0.1014	0.1569	0.2179
P4	0.0482	0.0997	0.1599	0.2146	0.0469	0.1005	0.1548	0.2005
P5	0.0458	0.1052	0.1564	0.2080	0.0418	0.0958	0.1486	0.2052
P6	0.0523	0.1058	0.1675	0.2254	0.0538	0.1170	0.1763	0.2369
P7	0.0512	0.1102	0.1713	0.2225	0.0492	0.1166	0.1814	0.2305
P8	0.0502	0.1068	0.1695	0.2184	0.0538	0.1081	0.1705	0.2213
P9	0.0424	0.0976	0.1564	0.2088	0.0459	0.0943	0.1533	0.2080
P10	0.0164	0.0575	0.0930	0.1274	0.0150	0.0564	0.0949	0.1255
P10-P1	-0.0270	-0.0346	-0.0434	-0.0627	-0.0262	-0.0314	-0.0374	-0.0630
알파	-0.0351***	-0.0497***	-0.0654***	-0.0908***	-0.0323***	-0.0426**	-0.0551**	-0.0870***
t-value	-3.3721	-2.9521	-3.1375	-3.8952	-2.9497	-2.3634	-2.4309	-3.4661

주) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<부록2> 6개월 전 자료를 이용한 고유변동성 추정 후 보유기간의 차이에 따른 성과 및 요인 모형별 비교

	Panel A : Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용한 고유변동성				Panel B : Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 3요인 모형을 이용한 고유변동성			
	3개월	6개월	9개월	12개월	3개월	6개월	9개월	12개월
P1	0.0426	0.0885	0.1462	0.2110	0.0399	0.0850	0.1459	0.2047
P2	0.0389	0.0920	0.1526	0.2188	0.0358	0.0883	0.1442	0.2075
P3	0.0440	0.0967	0.1578	0.2212	0.0438	0.0969	0.1599	0.2206
P4	0.0446	0.1025	0.1635	0.2184	0.0471	0.1009	0.1500	0.2107
P5	0.0529	0.1082	0.1617	0.2152	0.0450	0.1001	0.1592	0.2187
P6	0.0460	0.1038	0.1593	0.2110	0.0546	0.1115	0.1743	0.2122
P7	0.0533	0.1146	0.1676	0.2157	0.0583	0.1173	0.1688	0.2208
P8	0.0483	0.1071	0.1609	0.2022	0.0505	0.1133	0.1695	0.2236
P9	0.0482	0.1036	0.1626	0.2054	0.0428	0.1021	0.1597	0.2033
P10	0.0426	0.0804	0.1181	0.1468	0.0439	0.0826	0.1188	0.1427
P10-P1	-0.0001	-0.0081	-0.0280	-0.0643	0.0040	-0.0024	-0.0271	-0.0620
알파	-0.0029	-0.0112	-0.0300	-0.0659**	-0.0024	-0.0033	-0.0287	-0.0621**
t-value	-0.2335	-0.6315	-1.4288	-2.5222	-0.1854	-0.1747	-1.3094	-2.4313

주) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<부록3> 9개월 전 자료를 이용한 고유변동성 추정 후 보유기간의 차이에 따른 성과 및 요인 모형별 비교

	Panel A : Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용한 고유변동성				Panel B : Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 3요인 모형을 이용한 고유변동성			
	3개월	6개월	9개월	12개월	3개월	6개월	9개월	12개월
P1	0.0395	0.0952	0.1577	0.2172	0.0379	0.0943	0.1531	0.2156
P2	0.0441	0.1024	0.1704	0.2252	0.0470	0.1012	0.1665	0.2117
P3	0.0429	0.1009	0.1623	0.2169	0.0433	0.1025	0.1618	0.2146
P4	0.0489	0.1014	0.1634	0.2227	0.0439	0.0890	0.1491	0.2079
P5	0.0467	0.0954	0.1507	0.2006	0.0429	0.0921	0.1560	0.2140
P6	0.0480	0.1005	0.1592	0.2117	0.0491	0.1055	0.1526	0.1973
P7	0.0518	0.1069	0.1618	0.2157	0.0500	0.1055	0.1660	0.2232
P8	0.0512	0.1066	0.1532	0.2061	0.0534	0.1116	0.1676	0.2214
P9	0.0512	0.1061	0.1569	0.1945	0.0541	0.1110	0.1588	0.2038
P10	0.0377	0.0818	0.1152	0.1552	0.0403	0.0842	0.1182	0.1551
P10-P1	-0.0018	-0.0134	-0.0425	-0.0621	0.0024	-0.0101	-0.0348	-0.0605
알파	0.0047	0.0177	0.0495***	0.0710***	0.0008	-0.0107	-0.0369*	-0.0633***
t-value	0.4594	1.1648	2.7274	3.1091	0.0673	-0.6292	-1.8487	-2.7906

주) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.



<부록41> 12개월 전 자료를 이용한 고유변동성 추정 후 보유기간의 차이에 따른 성과 및 요인 모형별 비교

	Panel A : Fama and French(1993)의 3요인 모형을 이용한 고유변동성				Panel B : Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 3요인 모형을 이용한 고유변동성			
	3개월	6개월	9개월	12개월	3개월	6개월	9개월	12개월
P1	0.0450	0.1086	0.1696	0.2360	0.0453	0.1050	0.1677	0.2379
P2	0.0472	0.1133	0.1707	0.2244	0.0463	0.1089	0.1577	0.2213
P3	0.0512	0.1080	0.1657	0.2227	0.0481	0.1055	0.1573	0.2011
P4	0.0436	0.1049	0.1687	0.2205	0.0400	0.0990	0.1628	0.2133
P5	0.0424	0.0940	0.1491	0.2045	0.0414	0.1015	0.1666	0.2216
P6	0.0421	0.0994	0.1577	0.2128	0.0453	0.0951	0.1460	0.2034
P7	0.0458	0.0962	0.1565	0.1999	0.0449	0.0975	0.1640	0.2137
P8	0.0480	0.0933	0.1496	0.1964	0.0507	0.1033	0.1594	0.1986
P9	0.0490	0.0956	0.1360	0.1852	0.0510	0.0989	0.1450	0.1961
P10	0.0472	0.0838	0.1264	0.1625	0.0483	0.0823	0.1230	0.1572
P10-P1	0.0022	-0.0249	-0.0432	-0.0734	0.0030	-0.0227	-0.0447	-0.0806
알파	0.0009	-0.0271*	-0.0465***	-0.0761***	0.0013	-0.0231	-0.0455**	-0.0819***
t-value	0.0898	-2.1603	-2.6449	-4.7520	0.1141	-1.5862	-2.5802	-4.9496

주) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

	Panel A : Fama and French(1993)의 3요인 모형				Panel B : Chen, Novy-Marx, and Zhang(2010)의 3요인 모형			
	3개월	6개월	9개월	12개월	3개월	6개월	9개월	12개월
P1	0.0539	0.1116	0.1748	0.2394	0.0509	0.1112	0.1775	0.2414
P2	0.0524	0.1082	0.1639	0.2213	0.0505	0.0993	0.1649	0.2239
P3	0.0503	0.1056	0.1648	0.2271	0.0505	0.1041	0.1518	0.2080
P4	0.0504	0.1144	0.1714	0.2304	0.0497	0.1105	0.1620	0.2211
P5	0.0447	0.1031	0.1650	0.2050	0.0519	0.1149	0.1770	0.2246
P6	0.0492	0.1039	0.1667	0.2239	0.0408	0.0926	0.1586	0.2099
P7	0.0413	0.1003	0.1498	0.2016	0.0439	0.1092	0.1618	0.2105
P8	0.0411	0.0946	0.1480	0.1873	0.0448	0.0981	0.1470	0.1904
P9	0.0405	0.0827	0.1317	0.1695	0.0435	0.0868	0.1382	0.1812
P10	0.0369	0.0712	0.1131	0.1566	0.0340	0.0687	0.1100	0.1506
P10-P1	-0.0170	-0.0404	-0.0616	-0.0828	-0.0169	-0.0425	-0.0675	-0.0908
알파	-0.0184*	-0.0416***	-0.0602***	-0.0822***	-0.0177*	-0.0417***	-0.0664***	-0.0900***
t-value	-1.9544	-3.4985	-4.4349	-5.3058	-1.8112	-3.3921	-4.6403	-5.5821

주) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

## 저작물 이용 허락서

학 과	경영학과	학 번	20109021	과 정	석사
성 명	한글: 임 병 옥    한문: 林 秉 玉    영문: Lim, Byoung-Ok				
주 소	광주시 북구 용봉동 10-31 405호				
연락처	010-4250-8004		E-MAIL :		
논문제목	한글 : 한국 주식시장에서 주식수익률의 고유변동성과 기대수익률 간의 관계에 관한 연구 영문 : A Study on the Relationship Between Idiosyncratic volatility in the Korean Stock Market				

본인이 저작한 위의 저작물에 대하여 다음과 같은 조건 아래 조선대학교가 저작물을 이용할 수 있도록 허락하고 동의합니다.

- 다 음 -

1. 저작물의 DB구축 및 인터넷을 포함한 정보통신망에의 공개를 위한 저작물의 복제, 기억 장치에의 저장, 전송 등을 허락함
2. 위의 목적을 위하여 필요한 범위 내에서의 편집·형식상의 변경을 허락함. 다만, 저작물의 내용변경은 금지함.
3. 배포·전송된 저작물의 영리적 목적을 위한 복제, 저장, 전송 등은 금지함.
4. 저작물에 대한 이용기간은 5년으로 하고, 기간종료 3개월 이내에 별도의 의사표시가 없을 경우에는 저작물의 이용기간을 계속 연장함.
5. 해당 저작물의 저작권을 타인에게 양도하거나 또는 출판을 허락을 하였을 경우에는 1개월 이내에 대학에 이를 통보함.
6. 조선대학교는 저작물의 이용허락 이후 해당 저작물로 인하여 발생하는 타인에 의한 권리 침해에 대하여 일체의 법적 책임을 지지 않음
7. 소속대학의 협정기관에 저작물의 제공 및 인터넷 등 정보통신망을 이용한 저작물의 전송·출력을 허락함.

2011년 11월 일

동의여부 : 동의(  )    반대(  )

저작자: 임 병 옥(서명 또는 인)

### 조선대학교 총장 귀하