



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](#)

경영학석사 학위논문

한국 주식시장에서의 변동성 조정  
투자전략 연구

2019.02

서울대학교 대학원  
경영학과 재무금융전공  
신 다 슬



# 한국 주식시장에서의 변동성 조정 투자전략 연구

지도 교수 서 경 원

이 논문을 경영학 석사 학위논문으로 제출함  
2018 년 11 월

서울대학교 대학원  
경영학과 재무금융전공  
신다슬

신다슬 의 경영학 석사 학위논문을 인준함  
2018 년 12 월

위 원 장	<u>이 관 휘</u>	(인)
부위원장	<u>이 중 섭</u>	(인)
위 원	<u>서 경 원</u>	(인)



## 초 록

저 변동성 이상현상이란 위험도가 낮은 저 변동성 주식이 위험도가 높은 고 변동성 주식보다 더 높은 기대수익률을 갖는 이상현상을 일컫는다. 본 논문은 한국 주식시장에서 관찰되어 온 저 변동성 이상현상에 기초하여 변동성 조정 투자전략을 수립, 이에 대해 실증 분석한다. 변동성 조정 포트폴리오는 시장요인, 규모요인, 가치요인, 투자요인, 수익성요인, 모멘텀요인과 같은 자산결정 요인을 원 포트폴리오로 하며, 각 요인의 투자수익률을 실현변동성의 역으로 조정하여 구성한다. KOSPI 시장 표본의 경우 변동성 조정 투자전략 구현 시 평균 연율 3.23%, KOSDAQ 시장 표본의 경우 평균 연율 15.70%의 추가수익률이 관측된다. 이는 평균적으로 위험이 더 큰 주식들이 상장할 것으로 추측되는 KOSDAQ 시장이 변동성 조정 투자 결과 더 우월한 성과를 보임을 입증하는 것이다. 본 논문은 실증분석을 통하여 한국 주식시장에서 고 위험을 수반하지 않아도 고 수익을 실현할 수 있는 투자전략을 제안한다. 이는 전통적인 투자론과는 상반된 개념으로써 학술적인 시사점을 가짐과 동시에, 직접 투자전략을 수립해야 하는 실무적 측면에서도 의미 있는 발견이다.

주요어: 변동성 조정 투자전략, 샤프 비율, 저 변동성 이상현상, 실현변동성, 저 위험 이상현상, 자산결정모형, 투자전략

학 번 : 2016-20586

# 목 차

초 록 .....	i
제 1장 서론 .....	1
제 2장 선행연구 및 한국 주식시장 환경 .....	4
2.1 선행 연구 .....	4
2.2 한국 주식시장 .....	6
제 3장 표본 및 변수 구성방법 .....	9
3.1 연구표본의 구성 .....	9
3.2 주요 변수들의 측정방법과 기술통계량 .....	10
3.2.1 MKT, SMB, HML, RMW, CMA 요인의 구성방법 .....	15
3.2.2 MOM 요인의 구성방법 .....	17
3.2.3 IA, ROE 요인의 구성방법 .....	18
3.2.4 BAB 요인의 구성방법 .....	19
제 4장 변동성 조정 투자전략의 검증 .....	21
4.1 연구방법론 .....	21
4.2 단일 요인 분석 .....	22
4.3 다중 요인 분석 .....	25
4.4 강건성 검증 .....	34
4.4.1 하위기간 표준편차 조정 표본에 대한 검증 .....	35
4.4.2 역베타(BAB) 요인 조정 검증 .....	38
제 5장 결론 .....	40
참고 문헌 .....	43

# 제 1 장 서론

고 수익은 고 위험을 수반한다(high risk, high return)는 공식은 오랜 기간 투자론의 대표 이론으로 여겨져 왔다. 하지만 자산가격결정모형(CAPM)의 설명력을 기각하는 슬한 이상현상이 출현하면서 높은 변동성과 높은 기대수익 사이의 등식관계에도 의문이 제기되게 된다. 그리고 이내 저 변동성 이상현상이 보고되었다.

저 변동성 이상현상이란 위험도가 낮은 저 변동성 주식이 위험도가 높은 고 변동성 주식보다 높은 기대수익률을 갖는 현상으로, 위험이 높을수록 수익이 작아질 수 있음을 시사하는 이상현상이다. 본 논문은 이러한 이상현상이 관찰되는 한국 유가증권(KOSPI)시장 및 KOSDAQ 시장에서 변동성을 조정하는 투자전략을 실증분석 하였다. 시장요인, 규모요인, 가치요인, 투자요인, 수익성요인, 모멘텀요인과 같은 자산결정요인을 원 포트폴리오로 사용하여 변동성 조정 포트폴리오가 원 포트폴리오 대비 통계적으로 유의미한 초과 수익을 낼 것이며, 변동성이 클수록 그 추가수익의 정도 또한 커질 것이라는 가설을 검증한다. 해당 투자전략의 실효성이 검증될 경우 변동장세에 보다 효과적으로 대응하는 투자전략이 수립될 수 있음에 그 의의가 있다.

한국 주식시장에 대한 변동성 조정 투자전략 구성은 Moreira and Muir(2017)가 미국 주식시장에 적용한 방법론을 차용한다. 검증을 위해서 우선 시장요인, 규모요인, 가치요인, 투자요인, 수익성요인,



모멘텀 요인과 같은 가격결정모형 요인들에 대한 일별 및 월별 포트폴리오를 구성한다. 이러한 포트폴리오를 원 포트폴리오(original portfolio)로 명명한 후, 원 포트폴리오에 대하여 직전월의 일별 변동성을 이용하여 실현변동성을 산정한다. 변동성 조정 포트폴리오는 원 포트폴리오의 월 수익률을 실현변동성의 역으로 조정하여 구한다. 해당 전략 하에서는 최근 변동성이 높을 경우 포지션 노출을 줄이고, 변동성이 낮으면 포지션 노출을 늘린다. 이는 통상 기대수익률이 높다고 여겨지는 폭락장에서 포지션을 줄이는 전략으로 전통적 재무이론과는 상반된 포지션 플레이를 시사한다. 한국 KOSPI 시장 및 KOSDAQ 시장에 대한 변동성 조정 투자전략 결과 변동성 조정을 하지 않은 원 포트폴리오 대비 통계적으로 유의미한 추가 수익이 확인된다. 또한, 평균적으로 KOSPI 시장 대비 위험이 높은 주식들로 구성되어 있는 KOSDAQ 시장 표본의 경우 추가 수익의 정도가 더 높은 현상이 관측된다.

본 연구에서는 KOSPI 시장과 KOSDAQ 시장의 표본을 각기 단일 요인과 다중요인(평균-분산 최적 포트폴리오)으로 분석한다. 먼저 단일 요인의 경우 KOSPI 시장 표본은 원 포트폴리오가 통계적으로 유의하지 않은 시장위험요인(MKT), 규모요인(SMB), 모멘텀요인(MOM)을 제외한 대부분의 경우 변동성 조정 투자전략이 통계적으로 유의한 양(+)의 추가 수익을 보인다. 그 중 가장 높은 추가수익을 보인 요인은

가치요인(HML)으로, 원 포트폴리오 대비 연율 8.80%의 추가 수익을 기록했다. KOSDAQ 시장 표본의 경우 변동성 조정 포트폴리오의 수익률과 설명력이 더욱 개선되는 양상이 나타났으며 가장 높은 추가 수익을 보인 요인은 투자성향요인(CMA)으로 원 포트폴리오 대비 연율 22.78%의 추가수익을 기록했다. 다중 요인의 경우 또한 KOSPI 시장 표본이 평균 3.34%의 추가수익을, KOSDAQ 시장 표본이 평균 15.70% 추가수익을 갖는 것이 확인되었다. 고 수익이 꼭 고 위험만을 수반하지는 않음을 방증하는 것이다.

이후의 논문 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 저변동성 이상현상에 대한 기존 문헌들 그리고 한국 주식시장 지수 및 변동성에 대하여 설명한다. 제 3장에서는 본 연구에 사용된 표본 및 주요 변수 구성 방법에 대해 제시한다. 제 4장에서는 변동성 조정 투자전략의 방법론과 성과에 대한 실증결과를 해석하고, 투자전략의 강건성을 추가로 분석한다. 마지막으로 제 5장에서는 본 연구의 시사점과 결론을 서술한다.

## 제 2 장 선행연구 및 한국 주식시장 환경

### 2.1 선행 연구

전통적 재무이론에서는 자산의 기대수익률과 위험(변동성)이 비례적인 관계에 있으며, 합리적인 투자자는 자신의 위험선호도에 따라 최적의 리스크대비 보상비율을 가지는 포트폴리오에 투자 한다고 가정한다. 이는 투자자들은 차입에 제약 없이 선호 리스크에 따른 투자를 할 수 있음을 전제로 한다.

하지만 보다 현실을 고려한 모형에서, Black(1972)은 레버리지 사용에 제약이 있는 투자자들의 경우 차입을 통한 투자를 하지 못하는 대신 기대수익률이 높은 고베타 자산을 선호하게 되며, 그 결과 고 위험 주식에 높은 수요가 생긴다고 주장했다. CAPM의 예측에 비해 증권시장선(Security Market Line)이 상대적으로 완만해진다는 것이다. 이는 곧 CAPM이 주장하는 바와는 상이한 저위험 이상현상(Low-risk Anomaly)이 존재할 수 있음을 시사한다.

저위험 이상현상은 위험부담이 낮은 개별주식이 위험부담이 높은 개별주식보다 높은 위험 조정 수익률을 창출하는 현상을 일컫는다. Ang, Hodrick, Xing and Zhang(2006, 2009)은 미국을 비롯한 선진자본시장의 검증 결과 주식의 실현고유변동성이 주식수익률과 음(-)의 관계를 갖는다는 결과를 보였다. 반면 Fu(2009)는 고유변동성과 수익률이 양(+)의 관계를 보고했으며, Bali and Cakici (2008)는

수익률과 고유변동성 사이 유의한 관계가 발견되지 않는다고 보고했다. 국내 시장을 바탕으로 실현고유변동성과 주식수익률의 관계를 검증한 김태혁, 변영태(2011)는 동일가중평균으로는 주식수익률이 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 가지지만 가치가중평균으로는 음(-)의 관계가 유의하지 않은 것을 확인했다. 나아가 고봉찬, 김진우 (2014)는 고유변동성 이외에도 변동성 및 베타와 관련된 이상 현상을 분석해 저 변동성 주식이 고 변동성 주식에 비해 우월한 투자성과를 보임을 실증적으로 검증했다.

Frazzini and Pedersen(2011, 2014)는 레버리지 제약가설을 확장해 역베타(Betting Against Beta, 이하 BAB) 요인의 투자성과를 연구했다. 역베타 요인은 레버리지를 사용하여 하위 베타포트폴리오를 매수, 상위 베타포트폴리오를 매도하는 전략이다. 역베타 요인의 월평균 수익률과 위험조정 초과수익률은 미국 주식시장, 국채시장을 비롯한 다양한 시장에서 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 보고되었다. 김태형, 한재훈(2015)은 Frazzini and Pedersen(2014)의 방법론을 바탕으로 한국 주식시장에서 역베타 요인을 실증분석한 결과 한국 주식시장에서도 역베타 요인이 통계적으로 유의한 양(+)의 수익률을 가진다고 결론 내렸다.

앞에서 살펴본 바와 같이 국내외적으로 기대수익률과 변동성 사이의 관계에 대해서는 지속적인 논의가 있어 왔다. 주목할 만한 점은, 미국

주식시장 실증 분석의 경우 상반된 결론이 존재하는 가운데 한국 주식시장을 대상으로 한 연구들은 대체로 음(-)의 상관관계를 보고하고 있다는 것이다. 본 연구에서는 이러한 내용을 바탕으로 한국 주식시장에서 변동성 조정 포트폴리오를 통한 투자 전략이 매입보유(Buy-and-hold) 투자에 비해 창출하는 추가 수익을 검증한다.

## 2.2 한국 주식시장

한국 주식시장은 유가증권(KOSPI) 시장과 KOSDAQ 시장으로 대표된다.<sup>①</sup> KOSPI 시장은 1956년 개장했으며 대형 우량기업들이 상장되어 있는 시장이다. 해당 시장의 진입장벽이 높다는 이유로 1996년 7월 1일 중소, 벤처기업을 위하여 진입 요건이 완화된 KOSDAQ 시장이 출범한다. KOSDAQ 시장의 경우 상장 심사 시 기업의 미래 성장 가능성을 고려하고 질적 평가 항목을 축소하였기 때문에 상장 주식들이 KOSPI 시장 대비 평균적으로 위험이 높을 것으로 짐작할 수 있다.

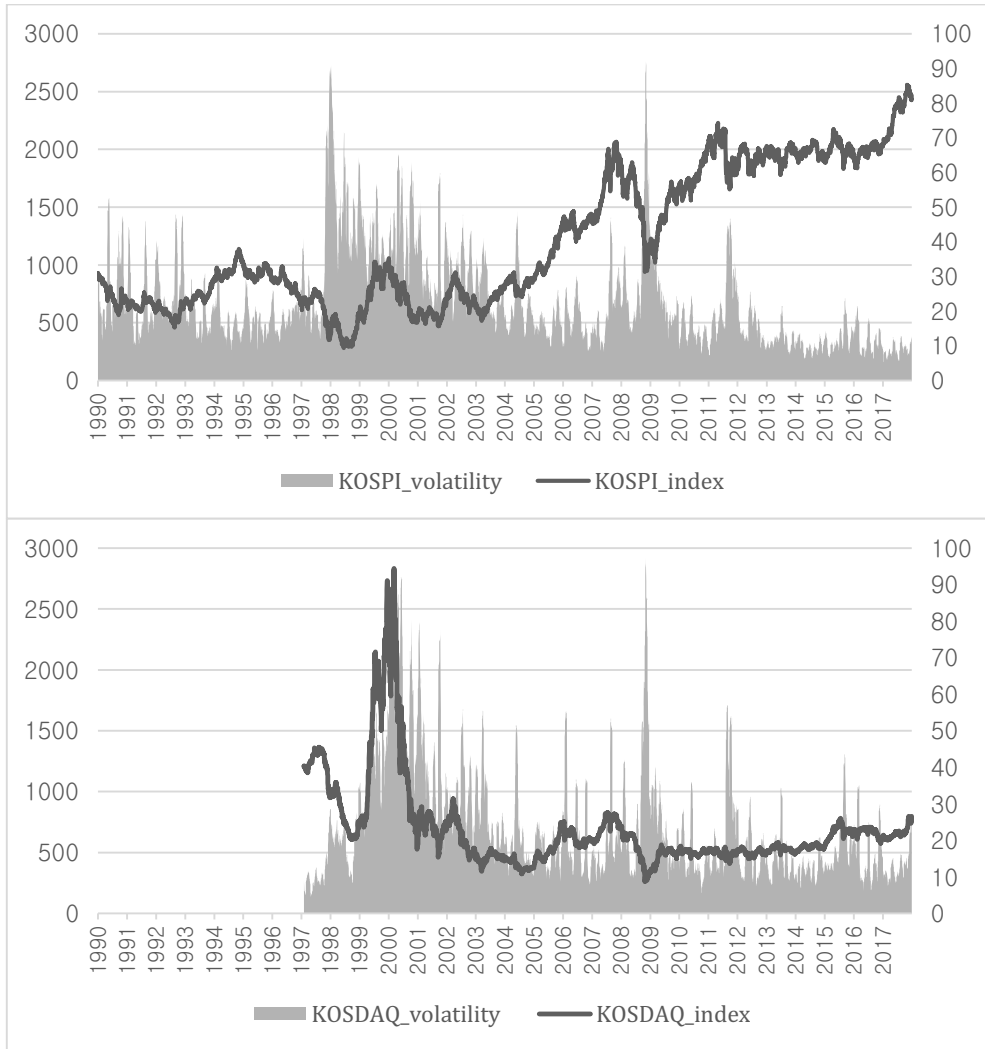
본 연구에서는 KOSDAQ시장에 상장된 주식들이 유가증권시장에 상장된 주식들에 비해 평균적으로 고위험 포트폴리오에 편중될 가능성이

---

<sup>①</sup> 한국거래소의 관리를 받는 한국 주식시장 중에는 추가로 코넥스 시장이 있지만, 역사가 짧고 상장 기업 수가 많지 않아 본 논문에서는 고려하지 않았다.

<그림 1> 한국 주식시장 지수 및 변동성 추이

아래 그림에서는 1990년부터 2017년까지 KOSPI 시장과 KOSDAQ 시장의 일별 지수 및 변동성 추이를 보여준다. 변동성은 로이터에서 투자 지표로 제공하는 20일 증가-증가(Close-to-close) 변동성 지표이다.



높을 것이란 가정 하에 유가증권시장과 KOSDAQ시장을 분리하여 분석한다. 분석기간 중 각 시장 지수의 등락과 변동성은 <그림 1>에 나타나 있다.

<그림 1>에서 유가증권시장의 KOSPI 지수는 우상향 추이를 보이는 반면 KOSDAQ 지수는 출범 초기 수준을 크게 하회하여 움직이고 있다. 각 시장의 역사적 변동성을 보면, IMF 외환위기 당시 변동성 증대는 지속적인 반면 금융위기 때의 변동성은 비교적 단기간에만 존속했음을 확인할 수 있다. 이는 외환위기가 한국시장에 미친 파급력이 글로벌 금융위기 당시에 비해 더 컸기 때문일 가능성과, 외환위기 시기에 악재가 겹쳤기 때문일 가능성이 있다. 실제로 KOSDAQ 시장의 경우 외환위기 때 보이는 변동성에 비해 2000년도 IT버블 붕괴시의 변동성이 더욱 두드러진다는 점이 주목할 만 하다.

## 제 3장 표본 및 변수 구성방법

### 3.1 연구표본의 구성

본 연구는 2017년 12월 기준 한국거래소의 유가증권시장 및 KOSDAQ 시장에 상장된 주식과 상장 폐지된 주식 중 자료조건 및 기간조건에 부합하는 주식들을 대상으로 한다. 분석에 필요한 시장자료 및 기업 재무제표 자료는 모두 FnGuide에서 추출하였다. 자료의 이용기간은 1989년 12월부터 2017년 12월이나, Fama and French(1993)의 방법을 준용하여 결산월에서 6개월이 지연된 시점을 실제 자료 이용 시점으로 간주한다. 즉,  $t-1$ 년 12월의 재무제표자료의 실제 자료 이용시점은  $t$ 년 7월부터  $t+1$ 년 6월까지이다. 따라서 유가증권시장의 경우 1990년 7월부터 2017년 12월을, KOSDAQ 시장의 경우 1997년 7월부터 2017년 12월을 대상으로 연구한다.

주식수익률은 배당을 감안한 수정주가를 사용하여 계산하였으며, 시장포트폴리오 수익률의 대응치로는 일별 KOSPI지수 수익률과 KOSDAQ지수 수익률을 사용한다. 무위험이자율에 대한 대응치로는 통화안정증권 364일물의 일별 및 월별 환산 수익률을 사용한다.

분석에 이용된 주식들은 비금융업종이며 12월말 결산법인들이 발행한 보통주이다. 또한 요인 구성에 필요한 모든 데이터가 추출되는 기업의 주식만을 대상으로 한다.



### 3.2 주요 변수들의 측정방법과 기술통계량

본 연구에서는 Moreira and Muir(2017)의 방법론에 따라 변동성 조정 포트폴리오를 구성하는데, 이를 위해서 한국시장에 대한 주요 위험조정요인의 일별 및 월별 요인 측정이 필요하다. 대상 요인은 Fama and French(1993, 2014)의 시장 요인(MKT), 기업규모요인(SMB), 가치 요인(HML), 영업이익 요인(RMW), 투자성향 요인(CMA)과 Jegadeesh and Titman(1993)의 모멘텀요인(MOM), Hou, Xue, and Zhang(2014)의 투자자산요인(IA), ROE요인(ROE)이다. 변동성 조정 투자 전략의 강건성 테스트를 위한 Frazzini and Pedersen(2014) 역베타요인(BAB) 또한 함께 기술한다. <표 1>은 본 연구의 분석에 사용된 단일요인 변수들에 대한 기초통계량을 나타낸 것이다. 대상 요인은 시장위험요인(MKT), 기업규모요인(SMB), 가치 요인(HML), 영업이익요인(RMW), 투자성향요인(CMA), 모멘텀요인(MOM), 투자자산요인(IA), ROE요인(ROE), 역베타요인(BAB)이다. Panel A는 KOSPI 상장 기업 대상을 표본으로 한 기초통계량이며, Panel B는 KOSDAQ 상장 기업 대상을 표본으로 한 기초통계량을 기술하고 있다.

유가증권시장과 KOSDAQ 시장 모두 시장위험프리미엄 요인이 유의하지 않은 음(-)의 값을 갖는데, 이는 분석기간 초반 한국 시장의

높은 무위험이자율에 기인한 것으로 보인다. ② 하위분석기간에서 후반으로 갈수록 알파값이 개선된다는 점이 이를 반증한다. 모멘텀 요인 또한 두 시장 모두에서 유의하지 않은 음(-)의 값을 보이는데, 이는 한국시장에 모멘텀 요인이 존재하지 않는다는 선행 연구와 같은 결과이다. ③ 한편 규모 요인인 SMB는 KOSPI 시장에서는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값을 가지나 KOSDAQ 시장의 경우에는 유의하게 나타난다.

<표 2>는 단일 요인을 결합하여 구성한 평균-분산 최적(Mean-variance efficient, 이하 MVE) 포트폴리오에 대한 기초통계량이다. KOSPI 시장과 KOSDAQ시장 모두 Fama and French(1993)의 3요인 모형(이하 FF3)과 이에 모멘텀 요인을 포함한 4요인 모형(이하 FF3M), Fama and French(2014)의 5요인 모형(이하 FF5)과 이에 모멘텀 요인을 포함한 6요인 모형(이하 FF5M), Hou, Xue and Zhang(2006)의 4요인 모형(이하 HXZ)과 이에 모멘텀 요인을 포함한 5요인 모형(이하 HXZM)이 분석기간에 대하여 유의한 양(+)의 알파값을 갖는다.

<표 1>의 한국시장 모멘텀 요인이 유의적이지 않은 음(-)의 값을

---

② 분석기간 중 통화안정증권 364일물의 최대값은 1991년 10월 기록한 19.21%이다.

③ 감형규, 신용재(2011)는 한국 주식시장에 대하여 구성기간과 보유기간에 상관없이 폐자포트폴리오의 성과가 승자포트폴리오보다 일관되게 높음을 보였다.

가짐에서 추론할 수 있듯 모멘텀 요인을 포함한 MVE 포트폴리오가 이를 포함하지 않은 MVE 포트폴리오보다 낮은 설명력을 가진다. 모멘텀 요인 불포함 포트폴리오를 기준으로 두 시장 모두 FF3보다는 FF5가, FF5보다는 HXZ의 설명력이 높다. 하지만 평균 수익률의 값이 가장 큰 포트폴리오는 FF3이다.<sup>④</sup>

또한 <표 2>에 기술된 하위 분석 기간의 표준편차를 통해 각 기간의 변동성을 확인할 수 있다. 두 시장 모두 IMF 외환위기가 발생한 하위 기간 3의 변동성이 여타 기간에 비해 크게 증대된 반면 글로벌 금융위기가 있었던 하위 기간 5의 변동성 변화는 두드러지지 않는다. 이러한 현상은 <그림 1>에서 확인한 외환위기 당시의 변동성 지속력에 기인하는 것으로 설명될 수 있다.

---

<sup>④</sup> 기술된 요인이 한국 주식시장에서의 추가수익을 효과적으로 설명하는지 여부에 대한 결론은 현재까지 합일되지 않은 상태이다. 본 논문에서의 높은 설명력은 각 단일 요인 구성에 필요한 모든 데이터가 추출되는 기업의 주식으로 표본을 한정시킨 것의 영향일 수 있다.

<표 1> 단일 요인 변수들에 대한 기초통계량

아래 표는 본 연구의 분석에 사용된 시장위험요인, 기업규모요인, 가치 요인, 영업이익이익요인, 투자성향요인, 모멘텀요인, 투자자산요인, ROE요인, 역베타요인에 대한 기초통계량이다. 평균값과 표준편차는 백분율이다. 괄호 안의 값은 t-값이며, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다.

<Panel A> KOSPI 상장기업표본									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	MKT	SMB	HML	RMW	CMA	IA	ROE	MOM	BAB
N	330	330	330	330	330	330	330	330	276
Mean	-0.20	0.05	<b>1.68</b>	<b>1.19</b>	<b>0.74</b>	<b>1.69</b>	<b>0.39</b>	-1.45	<b>1.13</b>
Std.	7.76	6.45	4.73	3.42	3.44	3.36	2.39	18.50	7.21
t-value	(0.47)	(1.39)	(6.46)	(6.32)	(3.93)	(9.16)	(2.93)	(1.42)	(2.61)
$\alpha$ :	0.13	0.64	<b>1.63</b>	<b>1.18</b>	<b>0.92</b>	<b>1.63</b>	<b>0.51</b>	-1.96	<b>0.96</b>
1997~2017	(0.25)	(1.68)	(5.12)	(5.56)	(3.90)	(9.04)	(3.17)	(1.49)	(2.05)
Std.	8.06	6.01	5.04	3.35	3.74	2.86	2.56	20.79	7.45
$\alpha$ :	-1.28	0.03	<b>1.86</b>	<b>1.24</b>	0.17	<b>1.91</b>	0.02	0.21	<b>2.91</b>
1990~1996	(0.21)	(0.03)	(4.65)	(3.00)	(0.71)	(3.64)	(0.08)	(0.26)	(4.13)
Std.	6.62	7.72	3.55	3.64	2.08	4.64	1.70	7.10	3.45
$\alpha$ :	-0.66	1.82	<b>3.30</b>	<b>1.52</b>	1.00	<b>2.14</b>	0.38	-1.91	1.31
1997~2001	(0.38)	(1.41)	(3.09)	(2.16)	(1.32)	(3.83)	(0.90)	(1.78)	(1.07)
Std.	13.29	9.97	8.25	5.44	5.84	4.34	3.30	8.32	9.47
$\alpha$ :	0.84	0.76	-0.49	<b>0.80</b>	<b>1.07</b>	<b>1.60</b>	<b>0.50</b>	0.47	<b>1.83</b>
2002~2006	(1.04)	(1.39)	(1.04)	(2.59)	(3.09)	(5.90)	(1.98)	(0.87)	(2.93)
Std.	6.29	4.25	3.67	2.40	2.68	2.11	1.97	41.44	4.84
$\alpha$ :	0.07	0.32	<b>1.85</b>	<b>1.25</b>	0.81	<b>1.93</b>	0.41	0.28	0.50
2007~2011	(0.07)	(0.54)	(4.95)	(3.35)	(1.81)	(5.54)	(1.05)	(0.56)	(0.65)
Std.	7.10	4.60	2.90	2.88	3.46	2.70	3.05	3.80	5.92
$\alpha$ :	0.24	-0.19	<b>1.81</b>	<b>1.14</b>	<b>0.83</b>	<b>0.96</b>	<b>0.70</b>	-5.87	0.34
2012~2017	(0.74)	(0.51)	(5.14)	(5.39)	(3.07)	(4.90)	(3.44)	(1.32)	(0.34)
Std.	2.75	3.22	2.98	1.80	2.28	1.66	1.73	37.67	8.47
<Panel B> KOSDAQ 상장기업표본									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	MKT	SMB	HML	RMW	CMA	IA	ROE	MOM	BAB
N	246	246	246	246	246	246	246	246	198
Mean	-0.59	<b>1.99</b>	<b>2.73</b>	<b>1.70</b>	<b>1.47</b>	<b>1.61</b>	<b>0.99</b>	-0.66	0.44
Std.	10.11	6.90	8.42	5.19	5.50	4.37	5.20	8.49	6.46
t-value	(0.92)	(4.53)	(5.08)	(5.13)	(4.20)	(5.78)	(2.98)	(1.24)	(0.95)
$\alpha$ :	-1.86	<b>3.62</b>	<b>5.54</b>	<b>2.93</b>	0.68	1.56	0.78	-3.70	<b>-5.85</b>
1997~2001	(0.82)	(2.04)	(2.79)	(2.33)	(0.48)	(1.56)	(0.60)	(1.63)	(2.02)
Std.	16.78	13.02	14.58	9.25	1.04	7.33	9.63	16.73	7.10
$\alpha$ :	-0.66	<b>1.91</b>	<b>1.50</b>	<b>1.33</b>	<b>2.08</b>	<b>1.75</b>	<b>1.06</b>	-0.06	<b>2.09</b>
2002~2006	(0.57)	(3.26)	(1.98)	(2.46)	(4.60)	(3.87)	(2.40)	(0.12)	(2.35)
Std.	8.93	4.53	5.88	4.18	3.50	3.49	3.42	3.99	6.87
$\alpha$ :	-0.65	<b>2.14</b>	<b>2.15</b>	<b>1.30</b>	<b>1.70</b>	<b>2.03</b>	<b>1.11</b>	0.63	-0.02
2007~2011	(0.62)	(4.66)	(2.67)	(3.37)	(4.30)	(5.00)	(2.44)	(1.30)	(0.02)
Std.	8.17	3.56	6.22	3.00	3.06	3.14	3.52	3.79	7.57
$\alpha$ :	0.47	<b>0.72</b>	<b>2.13</b>	<b>1.42</b>	<b>1.38</b>	<b>1.19</b>	<b>0.97</b>	0.12	-0.04
2012~2017	(0.94)	(2.34)	(4.32)	(5.00)	(5.12)	(3.82)	(4.18)	(0.33)	(0.07)
Std.	4.27	2.60	4.18	2.41	2.28	2.66	1.98	2.78	4.40

**<표 2> 다중 요인 변수들에 대한 기초통계량**

아래 표는 본 연구의 분석에 사용된 다중요인 변수들에 대하여 기술한 것이다. Fama and French(1993)의 3요인 모형, Fama and French(2014)의 5요인 모형, Hou, Xue and Zhang(2006)의 4요인 모형과 각 모형에 모멘텀 요인을 포함한 다중요인 모형을 대상으로 한다. 괄호 안의 값은 t-값이며, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다.

<Panel A> KOSPI 상장기업표본						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FF3	FF3M	FF5	FF5M	HXZ	HXZM
Mean	<b>1.00</b>	<b>0.90</b>	<b>0.92</b>	<b>0.89</b>	<b>0.80</b>	<b>0.79</b>
Std.	3.66	3.56	2.28	2.27	1.68	1.68
t-value	(4.98)	(4.60)	(7.32)	(7.15)	(8.72)	(8.57)
$\alpha$ :	<b>1.06</b>	<b>0.93</b>	<b>1.01</b>	<b>0.98</b>	<b>0.88</b>	<b>0.87</b>
1997~2017	(4.49)	(4.05)	(6.66)	(6.48)	(8.56)	(8.42)
Std.	3.74	3.66	2.41	2.39	1.64	1.63
$\alpha$ :	<b>0.82</b>	<b>0.80</b>	<b>0.63</b>	<b>0.62</b>	<b>0.57</b>	<b>0.56</b>
1990~1996	(2.14)	(2.18)	(3.07)	(3.03)	(2.76)	(2.71)
Std.	3.38	3.25	1.80	1.81	1.82	1.82
$\alpha$ :	<b>2.03</b>	<b>1.86</b>	<b>1.32</b>	<b>1.29</b>	<b>1.00</b>	<b>0.98</b>
1997~2001	(2.40)	(2.29)	(2.84)	(2.78)	(3.43)	(3.37)
Std.	6.55	6.31	3.60	3.59	2.25	2.24
$\alpha$ :	0.10	0.10	<b>0.78</b>	<b>0.77</b>	<b>0.94</b>	<b>0.93</b>
2002~2006	(0.30)	(0.31)	(3.51)	(3.49)	(5.34)	(5.31)
Std.	2.65	2.54	1.72	1.71	1.36	1.36
$\alpha$ :	<b>1.07</b>	<b>1.05</b>	<b>1.00</b>	<b>0.99</b>	<b>0.91</b>	<b>0.91</b>
2007~2011	(4.25)	(4.22)	(3.19)	(3.21)	(4.02)	(3.98)
Std.	1.95	1.93	2.42	2.39	1.76	1.76
$\alpha$ :	<b>1.04</b>	<b>0.76</b>	<b>0.95</b>	<b>0.88</b>	<b>0.72</b>	<b>0.68</b>
2012~2017	(4.85)	(3.06)	(5.41)	(4.95)	(5.76)	(5.63)
Std.	1.82	2.10	1.49	1.51	1.05	1.03
<Panel B> KOSDAQ 상장기업표본						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FF3	FF3M	FF5	FF5M	HXZ	HXZM
Mean	<b>1.80</b>	<b>1.32</b>	<b>1.62</b>	<b>1.59</b>	<b>1.30</b>	<b>1.28</b>
Std.	5.06	4.87	3.83	3.83	2.50	2.51
t-value	(5.57)	(4.27)	(6.62)	(6.53)	(8.15)	(7.98)
$\alpha$ :	<b>3.26</b>	1.95	<b>2.35</b>	<b>2.29</b>	<b>1.25</b>	1.20
1997~2001	(2.49)	(1.51)	(2.47)	(2.40)	(2.03)	(1.94)
Std.	9.60	9.48	6.99	7.02	4.51	4.55
$\alpha$ :	<b>1.36</b>	<b>1.08</b>	<b>1.49</b>	<b>1.47</b>	<b>1.35</b>	<b>1.34</b>
2002~2006	(3.29)	(2.97)	(4.03)	(4.03)	(6.23)	(6.17)
Std.	3.20	2.81	2.86	2.83	1.68	1.68
$\alpha$ :	<b>1.67</b>	<b>1.44</b>	<b>1.46</b>	<b>1.46</b>	<b>1.60</b>	<b>1.59</b>
2007~2011	(5.61)	(5.34)	(5.25)	(5.26)	(8.19)	(8.17)
Std.	2.30	2.09	2.16	2.15	1.51	1.51
$\alpha$ :	<b>1.17</b>	<b>0.96</b>	<b>1.30</b>	<b>1.29</b>	<b>1.04</b>	<b>1.03</b>
2012~2017	(4.71)	(4.13)	(6.42)	(6.38)	(6.33)	(6.31)
Std.	2.11	1.98	1.72	1.71	1.39	1.38

### 3. 2. 1 MKT, SMB, HML, RMW, CMA요인의 구성방법

MKT, SMB, HML, RMW, CMA 요인 구성은 Fama and French의 5요인 모형(2014, 이하 FF5)에서 사용된 방법론을 준용한다. 이 때의 MKT은 시장수익률에서 무위험이자율을 차감한 시장 포트폴리오를 의미한다. SMB는 기업규모가 작은 주식을 매수하고 기업규모가 큰 주식을 매도하는 포트폴리오(Small Minus Big)이며, HML은 B/M(장부가치/시장가치)이 높은 주식을 매수하고 B/M이 낮은 주식을 매도하는 포트폴리오(High Minus Low)이다. RMW는 수익성이 강한 주식을 매수하고 수익성이 약한 주식을 매도하는 포트폴리오(Robust Minus Weak)이며, CMA는 투자를 보수적으로 하는 기업을 매수하고 적극적으로 하는 기업을 매도하는 포트폴리오(Conservative Minus Aggressive)를 의미한다. 이러한 요인으로 구성되는 FF5 모형은 다음과 같다.

$$r_{it} - r_{ft} = a_i + b_i(r_{mt} - r_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it}$$

$r_{it}$ : t기의 개별기업 i의 수익률

$r_{ft}$ : t기의 무위험이자율

$r_{mt}$ : t기의 시장 수익률

$a_i$ : 상수항

$b_i, s_i, h_i, r_i, c_i$ : 각 위험요인별 요인민감도

$SMB_t$ : t기의 기업규모요인

$HML_t$ : t기의 가치주요인

$RMW_t$ : t기의 영업이익요인

$CMA_t$ : t기의 투자성향요인

$e_{it}$ : 오차항

위 식에서 SMB는 매일 기업을 시가총액 기준으로 분류하여 상위 50%와 하위 50%에 속하는 기업들로 2개의 포트폴리오(Big, Small)을 구성한다. HML, RMW, CMA는 각기 장부가치/시장가치(B/M) 비율 기준, 영업이익/장부가치(OP/B)비율 기준, 총자산증가율( $Inv; A_{it}/A_{it-1} - 1$ )을 기준으로 상위 30%, 중위 40%, 그리고 하위 30%에 속하는 기업들로 각 3개의 포트폴리오(Value, Neutral, Growth; Robust, Neutral, Weak; Conservative, Neutral, Aggressive)를 구성한다. 이렇게 구성된 SMB기준 2개의 그룹과 HML, RMW, CMA 기준 각 3개의 그룹을 서로 교차하여 각 6개의 SMB(B/M), SMB(OP/B), SMB(Inv) 포트폴리오를 구한다.

S=Small, B=Big, V=Value, G=Growth, R=Robust, W=Weak, C=Conservative, A=Aggressive를 의미할 때 각 요인은 아래와 같이 구성된다.

$$\text{SMB(B/M)} = 1/3(\text{SV}+\text{SN}+\text{SG}) - 1/3(\text{BV}+\text{BN}+\text{BG})$$

$$\text{SMB(OP/B)} = 1/3(\text{SR}+\text{SN}+\text{SW}) - 1/3(\text{BR}+\text{BN}+\text{BW})$$

$$\text{SMB(Inv)} = 1/3(\text{SC}+\text{SN}+\text{SA}) - 1/3(\text{BC}+\text{BN}+\text{BA})$$

$$\text{SMB} = 1/3[\text{SMB(B/M)}+\text{SMB(OP/B)}+\text{SMB(Inv)}]$$

$$\text{HML} = 1/2(\text{SV}+\text{BV}) - 1/2(\text{SG}+\text{BG})$$

$$\text{RMW} = 1/2(\text{SR}+\text{BR}) - 1/2(\text{SW}+\text{BW})$$

$$\text{CMA} = 1/2(\text{SC}+\text{BC}) - 1/2(\text{SA}+\text{BA})$$

### 3. 2. 2 MOM요인의 구성방법

MOM요인은 Jegadeesh and Titman(1993)에서 사용된 방법에 기초하여 구성기간(J)과 보유기간(K)을 3개월로 설정해 계산한다. 구성기간은 주가모멘텀의 측정에 이용되는 과거 수익률의 기간 수이며, 보유기간은 포트폴리오 구성 이후 포트폴리오를 보유하는 기간 수이다.

투자성과 구성에 사용되는 t기간 말 시점의 주가모멘텀(SM)은 다음과 같다.

$$\text{SM} = \sum_{j=1}^J r_{t-j+1}$$

포트폴리오의 성과는 포트폴리오의 구성 시점인 t시점 이후 특정 보유기간 K의 월평균수익률의 평균값인  $r_p(K)$ 를 이용하여 다음과 같이



측정한다.

$$r_p(K) = \frac{\sum_{i=1}^N r_{pi}(K)}{N}$$

주식들을 주가모멘텀의 크기 순으로 배열하여 상위 30%와 하위 30%를 분류한 뒤, 이를 각각 승자(winner) 포트폴리오와 패자(loser) 포트폴리오로 명명한다. MOM요인은 승자 포트폴리오 수익률과 패자 포트폴리오 수익률 차이의 평균값으로 구한다.

### 3. 2. 3 IA, ROE요인의 구성방법

IA요인과 ROE요인은 Hou, Xue, and Zhang(2014, 이하 HXZ)의 방법론을 토대로 구성한다. HXZ 모형은 다음과 같다.

$$r_{it} - r_{ft} = a_i + b_i(r_{mt} - r_{ft}) + m_iME_t + i_iIA_t + o_iROE_t + e_{it}$$

위 식에서 ME는 상장주식수에 주식 가격을 곱하여 산정되는 규모요인이다. IA는 t기의 총자산 연간 변화량을 t-1기 총자산으로 나누어 구하며, ROE는 각 기업의 세전계속사업이익을 전기 장부가치로 나눈 값이다.

ME를 기준으로 상위 50%, 하위 50%로 2개의 포트폴리오를 구한

후 IA기준 상위 30%, 중위 40%, 하위 30%에 속하는 기업들로 각 3개의 포트폴리오(HighIA, NeutralIA, LowIA), ROE기준 상위 30%, 중위 40%, 하위 30%에 속하는 기업들로 3개의 포트폴리오(HighROE, Neutral ROE, LowROE)를 구해 교차한 2x3x3포트폴리오를 기반으로 한 요인 구성은 다음과 같다.

$$IA = 1/6 (6 \text{ Low IA portfolios}) - 1/6 (6 \text{ High IA portfolios})$$

$$ROE = 1/6 (6 \text{ High ROE portfolios}) - 1/6 (6 \text{ Low ROE portfolios})$$

### 3. 2. 4 BAB요인의 구성방법

Frazzini and Pedersen(2014)의 역베타(Betting Against Beta; 이하 BAB) 요인은 하위 베타포트폴리오를 레버리지를 이용해 매수하고 상위 베타포트폴리오는 매도하는 무비용 투자전략이다. 전략의 사전적 베타 추정하기 위해선 과거 5년에 대한 개별주식의 일별 수익률과 시장 일별 수익률이 필요하기 때문에 실증분석 기간이 여타 변수에 비해 짧다.<sup>⑤</sup>

---

<sup>⑤</sup> 본 연구에 사용된 표본기간은 KOSPI 시장의 경우 1990년 7월부터 2017년 12월까지 330개월, KOSDAQ 시장의 경우 1997년 7월부터 2017년 12월까지 246개월이다. 반면 BAB요인은 사전적 베타 추정 이후 KOSPI 시장의 경우 1995년 1월부터 2017년 12월까지 276개월, KOSDAQ 시장의 경우 2001년 7월부터 2017년 12월까지의 198개월을 그 대상으로 한다.

BAB요인 계산에 사용되는 변동성은 거래중지 기간을 제외하고 과거 250일간 개별주식, 시장 포트폴리오 수익률의 표준편차이다. 상관계수의 경우, 과거 1250일간 개별주식의 수익률과 시장 포트폴리오 수익률 간의 상관계수를 사용한다. 개별 주식의 베타는 상관계수와 개별주식의 변동성의 곱을 시장의 변동성으로 나눈 값이다.

이후 모든 주식을 각 시점 별로 베타 값의 크기 순으로 정렬해 베타순위를 부여한다. 사전적 베타 값이 표본주식들의 평균 베타보다 낮은 주식은 하위 베타포트폴리오에 편성하고, 높은 주식은 상위 베타포트폴리오로 분류한다. 각 주식은 베타 순위에 따라 가중치가 결정되며, 포트폴리오의 매수 대비 매도 비율은 베타가 0이 되는 값으로 설정한다. BAB요인의 수익률은 아래의 식과 같다.

$$r_{t+1}^{BAB} = \frac{1}{\beta_t^L} (r_{t+1}^L - r^f) - \frac{1}{\beta_t^H} (r_{t+1}^H - r^f)$$

## 제 4 장 변동성 조정 투자전략의 검증

### 4.1 연구방법론

변동성 조정 포트폴리오는 Moreira and Muir (2017)의 방법론을 이용, 매입보유(Buy-and-hold) 포트폴리오를 변동성의 역수로 조정하여 구성한다. 해당 포트폴리오에서는 매 달 변동성의 증감에 따라 포지션 노출 정도를 결정하는데, 이 때 변동성 조정 포트폴리오는 아래 식 (1)과 같이 표현된다.

$$f_{t+1}^{\sigma} = \frac{c}{\hat{\sigma}_t^2(f)} \times f_{t+1} \quad (1)$$

$f_{t+1}$  :매입보유 포트폴리오의 수익률

$\hat{\sigma}_t^2(f)$  : 포트폴리오 변동성

$c$  : 전략의 평균 포지션 노출 정도를 결정하는 상수

이 때의  $c$ 는 변동성 조정 포트폴리오가 매입보유 포트폴리오와 동일한 표준편차를 갖게끔 하는 값으로 설정하며, 포트폴리오 변동성의 대응치로는 직전 월의 실현변동성(realized variance)을 사용한다.<sup>⑥</sup> 포트폴리오 변동성의 대응치를 수식화하여 식 (1)을 식(2)와 같이 다시

---

<sup>⑥</sup> 실현변동성(realized variance)이란 수익률 제곱값의 합을 의미한다.

쓸 수 있다.

$$f_{t+1}^{\sigma} = \frac{c}{\sum_{d=1/22}^1 \left( f_{t+d} - \frac{\sum_{d=1/22}^1 f_{t+d}}{22} \right)^2} \times f_{t+1} \quad (2)$$

식 (2)를 이용하여 구한 변동성 조정 포트폴리오가 <표 1>과 <표 2>에 기술한 단일 및 다중 요인 포트폴리오 대비 추가수익을 내는지 여부를 분석한다.

## 4.2 단일 요인 분석

단일 요인 분석은 각 요인이 상호 연계성이 낮아 각기 다른 측면의 위험을 설명할 때 의미를 갖는다. 이를 통해 변동성 조정이 각 요인에 작용하는 효과를 관측할 수 있다. <표 3>은 <표 1>에 기술된 단일 요인에 대해서 변동성 조정 포트폴리오를 회귀분석( $f_{t+1}^{\sigma} = \alpha + \beta_{f_{t+1}} + \epsilon_{t+1}$ )한 결과이다. <표 3>의 <Panel A>는 KOSPI 시장 표본의 결과에 대한 것이며 <Panel B>는 KOSDAQ 시장 표본 결과에 대한 것으로, 모든 알파값을 연율로 표기한다. <Panel A>를 보면 매입보유 포트폴리오에서 유의하지 않은 음(-)의 알파값을 보인 시장위험요인과 모멘텀 요인은 변동성을 조정한 후에도 매입보유 포트폴리오 대비

유의하지 않은 음(-)의 알파값을 가진다. 매입보유 포트폴리오에서 유의한 양(+)의 알파를 보고한 단일 요인들은 변동성 조정 후 샤프 비율이 증대된 것으로 관찰된다. 그 중 가치 요인인 HML의 경우 0.68의 베타로 연율 8.8%의 추가 수익률을 제시해 그 값이 가장 크다. <Panel B>는 <Panel A>에 비해 평균적으로 고위험군으로 분류되는 KOSDAQ시장 상장 주식을 대상으로 하며, 따라서 KOSPI 시장에 비해 높은 수익률을 보고하는 것은 변동성 조정 요인의 본래 가설에 부합하는 결과이다. KOSDAQ 시장 표본에서는 매입보유 포트폴리오가 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을 보인 시장 위험요인을 제외하고는 모든 요인이 양(+)의 알파값을 보고했다. 그 중 가장 높은 추가수익률을 가진 요인은 투자성향요인(CMA)으로, 0.60의 베타로 월 요인 대비 연율 22.89%의 추가수익을 보인다.

<표 3> 변동성 조정 단일 요인 수익률

아래 표는 <표 1>에 기술된 단일 요인에 대하여 구한 변동성 조정 포트폴리오를 원 요인에 대하여 회귀분석( $f_{t+1}^{\sigma} = \alpha + \beta_{f_{t+1}} + \epsilon_{t+1}$ )한 결과이다. <Panel A>는 KOSPI 시장 표본, <Panel B>는 KOSDAQ 시장 표본에 대한 것으로 연율로 값을 표기한다. 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다.

<Panel A> KOSPI 상장기업표본								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	MKT $^{\sigma}$	SMB $^{\sigma}$	HML $^{\sigma}$	MOM $^{\sigma}$	RMW $^{\sigma}$	CMA $^{\sigma}$	ROE $^{\sigma}$	IA $^{\sigma}$
MKT	0.63							
SMB		0.51						
HML			0.68					
MOM				0.64				
RMW					0.39			
CMA						0.69		
ROE							0.74	
IA								0.65
Alpha( $\alpha$ )	-1.44 (0.36)	-5.64 (1.47)	<b>8.80</b> (3.82)	-1.78 (0.34)	<b>3.94</b> (2.76)	3.18 (1.85)	<b>2.55</b> (2.51)	<b>8.52</b> (5.36)
N	329	329	329	329	329	329	329	329
R <sup>2</sup>	0.40	0.26	0.46	0.42	0.15	0.46	0.55	0.42
RMSE	72.11	67.50	42.09	167.67	37.82	30.85	19.29	30.66
<Panel B> KOSDAQ 상장기업표본								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	MKT $^{\sigma}$	SMB $^{\sigma}$	HML $^{\sigma}$	MOM $^{\sigma}$	RMW $^{\sigma}$	CMA $^{\sigma}$	ROE $^{\sigma}$	IA $^{\sigma}$
MKT	0.52							
SMB		0.44						
HML			0.50					
MOM				0.32				
RMW					0.60			
CMA						0.51		
ROE							0.55	
IA								0.61
Alpha( $\alpha$ )	-4.99 (0.75)	<b>18.56</b> (3.41)	<b>14.35</b> (2.48)	<b>12.50</b> (2.00)	<b>13.67</b> (4.47)	<b>22.78</b> (5.98)	<b>12.88</b> (4.21)	<b>11.24</b> (4.47)
N	245	245	245	245	245	245	245	245
R <sup>2</sup>	0.27	0.20	0.25	0.10	0.36	0.26	0.30	0.37
RMSE	103.72	74.42	87.69	97.13	50.08	56.93	52.39	41.72

### 4.3 다중 요인 분석

다중 요인 포트폴리오는 각 FF3, FF3M, FF5, FF5M, HXZ, HXZM을 구성하는 단일 요인을 결합한 포트폴리오이다. 각 다중 요인 포트폴리오에 대하여 샤프 비율이 가장 높아지는 단일 요인 가중비율을 찾아 MVE포트폴리오를 구성한다.<sup>⑦</sup> MVE 포트폴리오에 대한 변동성 조정 포트폴리오는 아래 식 (3)과 같다.

$$f_{t+1}^{MVE,\sigma} = \frac{c}{\sum_{d=1/22}^1 \left( f_{t+d}^{MVE} - \frac{\sum_{d=1/22}^1 f_{t+d}^{MVE}}{22} \right)^2} \times f_{t+1}^{MVE} \quad (3)$$

식 (3)의 경우 또한 식 (2)과 방법론을 같이 하여 상수  $c$ 는 변동성 조정 MVE 포트폴리오의 변동성과 원 MVE 포트폴리오의 변동성을 같게 하는 값으로 사용한다. 이 경우 변동성 조정 MVE 포트폴리오는 매 기간 단일 요인 가중비율을 그대로 유지하게 된다. 즉 해당 전략은 변동성 투자 전략의 횡단면적 분석이 아닌, 시계열 분석만을 대상으로 한다.

<표 4>는 <표 2>에 기술된 KOSPI 시장 상장 표본 MVE 포트폴리오에 대하여 변동성 조정 포트폴리오를 회귀분석( $f_{t+1}^{MVE,\sigma} =$

<sup>⑦</sup> MVE 포트폴리오 가중비율은 통계프로그램 STATA의 mvport 패키지를 사용하였다.



$\alpha + \beta_{f_{t+1}^{MVE}} + \epsilon_{t+1}$ )한 결과이며, <표 5>는 <표 2> KOSDAQ 시장 상장  
표본 MVE 포트폴리오에 대하여 변동성 조정 포트폴리오를 회귀분석한  
결과이다.

<표 4>의 <Panel A>는 KOSPI 시장 분석기간 전체(1990~2017)에  
대한 것으로, MVE 포트폴리오의 경우에도 변동성 조정 포트폴리오가  
통계적으로 유의한 추가 수익을 낸다는 실증 분석 결과이다. <표 5>의  
<Panel A> 또한 KOSDAQ 시장 분석기간 전체(1997~2017)에 대하여  
변동성 조정 MVE 포트폴리오가 원 MVE 포트폴리오 대비 통계적으로  
유의한 추가 수익을 보여주고 있다. <표 4>에서 가장 높은 알파값을  
보이는 다중 요인은 FF3로 연율 3.46%의 추가수익을 보이지만 그  
설명력이 여타 포트폴리오에 비해 다소 떨어진다. KOSDAQ 시장 역시  
FF3가 가장 큰 변동성 조정 알파값을 가지며 연율 18.97%의  
초과수익률을 제시한다. KOSDAQ 시장의 경우에도 FF3의 설명력이  
여타 MVE 포트폴리오의 설명력보다 낮지만 그 값이 5.04로 매우  
견고하다. 또한 단일 요인 분석 때와 일관되게 <표 5>의 KOSDAQ  
시장 다중 요인 연율 알파값이 <표 4>의 KOSPI 시장 다중 요인 연율  
알파값을 크게 상회함을 알 수 있다.

<표 4>와 <표 5>의 <Panel B>에서는 각 시장의 표본 기간을 하위  
기간으로 나누어 분석한다. <표 4>의 하위 기간 1은 KOSDAQ 시장의  
전체 표본 기간과 동일한 기간인 1997년부터 2017년을 대상으로

하는데, 해당 기간에는 KOSPI 시장 표본의 FF3 MVE 포트폴리오 변동성 조정 알파 또한 통계적으로 유의함을 확인할 수 있다.

하지만 한국 주식시장의 경우 Moreira and Muir(2017)이 미국 시장에 대하여 내린 결론과는 다르게, 가장 변동성이 높은 구간에서 변동성 조정 추가 수익이 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을 보인다.

<표 4>의 하위기간 (3)은 1997년부터 2001년 까지의 기간으로 표본기간 중 한국 주식시장의 변동성이 가장 큰 시기임에도 불구하고 KOSPI 시장 표본의 변동성 조정 투자전략 성과가 통계적으로 유의하지 않다. 이 시기는 한국이 IMF 외환위기를 앓은 이후 세계 IT버블 붕괴 사태가 일어나 높은 변동성이 오랜 기간 지속되었던 시기이다. 반면, 글로벌 금융위기가 있었던 2007년부터 2011년까지를 대상으로 하는 하위기간 (5)의 경우 FF5와 HXZ에 대해서는 연율 약 5%에 달하는 유의적인 양(+)의 투자성과가 확인된다. 이러한 현상은 앞서 <그림 1>에서 확인한 외환위기와 IT버블 붕괴 기간 동안 KOSPI 시장에서 관찰되는 변동성 확대 지속성에 기인하는 것으로 추론할 수 있다. 두 시기 모두 변동성 쇼크를 겪었으나, 하위기간 (5)의 경우 변동성 변화가 단기간에 되돌려진 반면 하위기간 (3)은 악재를 재차 소화해내는 가운데 변동성이 쉽게 안정되지 않은 것이다.

Moreira and Muir(2017)는 변동성의 지속성과 기대수익률의 지속성

<표 4> KOSPI시장 변동성 조정 다중 요인 수익률

아래 표는 <표 2>에 기술된 KOSPI 시장 상장 표본 MVE 포트폴리오에 대하여 변동성 조정 포트폴리오를 회귀분석( $f_{t+1}^{MVE,\sigma} = \alpha + \beta_{f_{t+1}^{MVE}} + \epsilon_{t+1}$ )한 결과이다. 값은 연율로 표기되어 있다. 괄호 안의 값은 t-값이며, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다.

<Panel A> Full Sample (1990~2017)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	MKT	FF3	FF3M	FF5	FF5M	HXZ	HXZM
Alpha( $\alpha$ )	-1.44	3.46	3.27	<b>3.36</b>	<b>3.28</b>	<b>3.11</b>	<b>2.89</b>
	(0.36)	(1.83)	(1.82)	(3.07)	(3.10)	(4.59)	(4.28)
N	329	329	329	329	329	329	329
R <sup>2</sup>	0.40	0.33	0.35	0.28	0.28	0.54	0.56
RMSE	72.11	35.91	34.46	23.29	23.11	13.68	13.38
<Panel B> Subsample Analysis							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	MKT	FF3	FF3M	FF5	FF5M	HXZ	HXZM
하위 기간 (1) 1997 ~ 2017							
Alpha( $\alpha$ )	1.38	<b>5.62</b>	<b>5.15</b>	<b>3.43</b>	<b>3.38</b>	<b>3.24</b>	<b>2.94</b>
	(0.32)	(3.30)	(3.11)	(4.94)	(4.88)	(4.42)	(4.09)
하위 기간 (2) 1990~1996							
Alpha( $\alpha$ )	-1.84	-3.40	-3.40	2.45	2.30	2.74	2.83
	(0.21)	(0.66)	(0.70)	(0.66)	(0.65)	(1.82)	(1.81)
하위 기간 (3) 1997~2001							
Alpha( $\alpha$ )	-5.71	-0.80	-0.77	-0.92	-0.90	-1.16	-1.23
	(1.14)	(0.51)	(0.47)	(1.10)	(1.06)	(1.47)	(1.49)
하위 기간 (4) 2002~2006							
Alpha( $\alpha$ )	1.64	2.09	2.14	<b>2.13</b>	<b>2.11</b>	0.42	0.43
	(0.34)	(0.77)	(0.85)	(2.69)	(2.67)	(0.64)	(0.65)
하위 기간 (5) 2007~2011							
Alpha( $\alpha$ )	0.90	0.26	0.30	<b>5.65</b>	<b>5.46</b>	<b>4.17</b>	<b>4.29</b>
	(0.13)	(0.17)	(0.18)	(2.39)	(2.35)	(2.54)	(2.53)
하위 기간 (6) 2012~2017							
Alpha( $\alpha$ )	-3.05	1.73	6.04	0.92	1.36	<b>2.97</b>	<b>2.52</b>
	(0.41)	(0.66)	(1.68)	(1.32)	(1.92)	(2.41)	(2.00)

사이 괴리가 존재하기 때문에 변동성 쇼크 직후 시장 기대수익률 대비 변동성이 훨씬 큰 폭으로 증가하고, 이 시기를 포착해 포지션 플레이를 할 경우 위험 부담 대비 높은 수익률을 창출할 수 있음에 근거하여 하락장에서 변동성 조정 포트폴리오의 선전을 설명한다. 하지만 한국 주식시장이 외환위기와 IT 버블 붕괴를 겪은 1997년부터 2001년까지의 기간은 이러한 전제조건에 부합하지 않는다.

한편 <표 5>의 하위기간 (3)은 1997년부터 2001년 사이 KOSDAQ 시장 표본의 변동성 조정 투자전략 성과에 대한 것이다. KOSDAQ 시장 표본의 경우, 이 시기 모든 변동성 조정 MVE 포트폴리오가 시장 수익률을 능가한 것이 관측된다. 이는 <그림 1>에서 확인한 것과 같이 KOSDAQ 시장은 KOSPI 시장에 비해 IMF 외환위기 당시의 변동성 증폭이 지연되어 나타났으며, 지체된 변동성이 2002년부터 2006년의 기간을 대상으로 하는 하위기간 (4)까지 영향을 미쳤기 때문으로 짐작할 수 있다. 실제로 하위기간 (4)에서 변동성 조정 투자성과의 설명력이 떨어짐이 확인 가능하다. 또한 <표 5>의 경우 글로벌금융위기가 있었던 하위기간 (5)이 통계적 설명력을 상실하는 것을 확인할 수 있는데, KOSPI 시장과는 다르게 KOSDAQ 시장의 경우 원 포트폴리오의 변동성이 글로벌 금융위기 시기에도 전기에 비해 증가하지 않는 양상을 보이기 때문으로 사료된다.

<표 5> KOSDAQ시장 변동성 조정 다중 요인 수익률

아래 표는 <표 2>에 기술된 KOSDAQ 시장 상장 표본 MVE 포트폴리오에 대하여 변동성 조정 포트폴리오를 회귀분석( $f_{t+1}^{MVE,\sigma} = \alpha + \beta f_{t+1}^{MVE} + \epsilon_{t+1}$ )한 결과이다. 값은 연율로 표기되어 있다. 괄호 안의 값은 t-값이며, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다.

<Panel A> Full Sample (1997~2017)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	MKT	FF3	FF3M	FF5	FF5M	HXZ	HXZM
Alpha( $\alpha$ )	-4.99	<b>18.97</b>	<b>17.91</b>	<b>16.06</b>	<b>16.23</b>	<b>12.44</b>	<b>12.57</b>
	(0.75)	(5.04)	(4.90)	(5.79)	(5.85)	(6.99)	(6.99)
N	245	245	245	245	245	245	245
R <sup>2</sup>	0.27	0.16	0.17	0.25	0.25	0.26	0.26
RMSE	103.72	55.59	53.36	39.81	39.87	25.81	25.94
<Panel B> Subsample Analysis							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	MKT	FF3	FF3M	FF5	FF5M	HXZ	HXZM
하위 기간 (3) 1997~2001							
Alpha( $\alpha$ )	-18.58	<b>17.45</b>	<b>14.63</b>	<b>6.99</b>	<b>7.00</b>	<b>3.63</b>	<b>3.68</b>
	(1.50)	(3.84)	(2.95)	(2.71)	(2.67)	(3.59)	(3.60)
하위 기간 (4) 2002~2006							
Alpha( $\alpha$ )	0.44	1.86	0.75	3.16	3.24	<b>2.76</b>	<b>2.85</b>
	(0.06)	(0.75)	(0.34)	(1.15)	(1.18)	(2.14)	(2.20)
하위 기간 (5) 2007~2011							
Alpha( $\alpha$ )	2.25	6.26	6.59	-1.43	-1.38	-0.14	-0.42
	(0.13)	(1.35)	(1.31)	(0.34)	(0.33)	(0.08)	(0.24)
하위 기간 (6) 2012~2017							
Alpha( $\alpha$ )	-13.96	3.88	5.47	5.11	5.39	<b>6.40</b>	<b>6.37</b>
	(1.56)	(0.59)	(0.86)	(1.65)	(1.74)	(3.13)	(3.16)

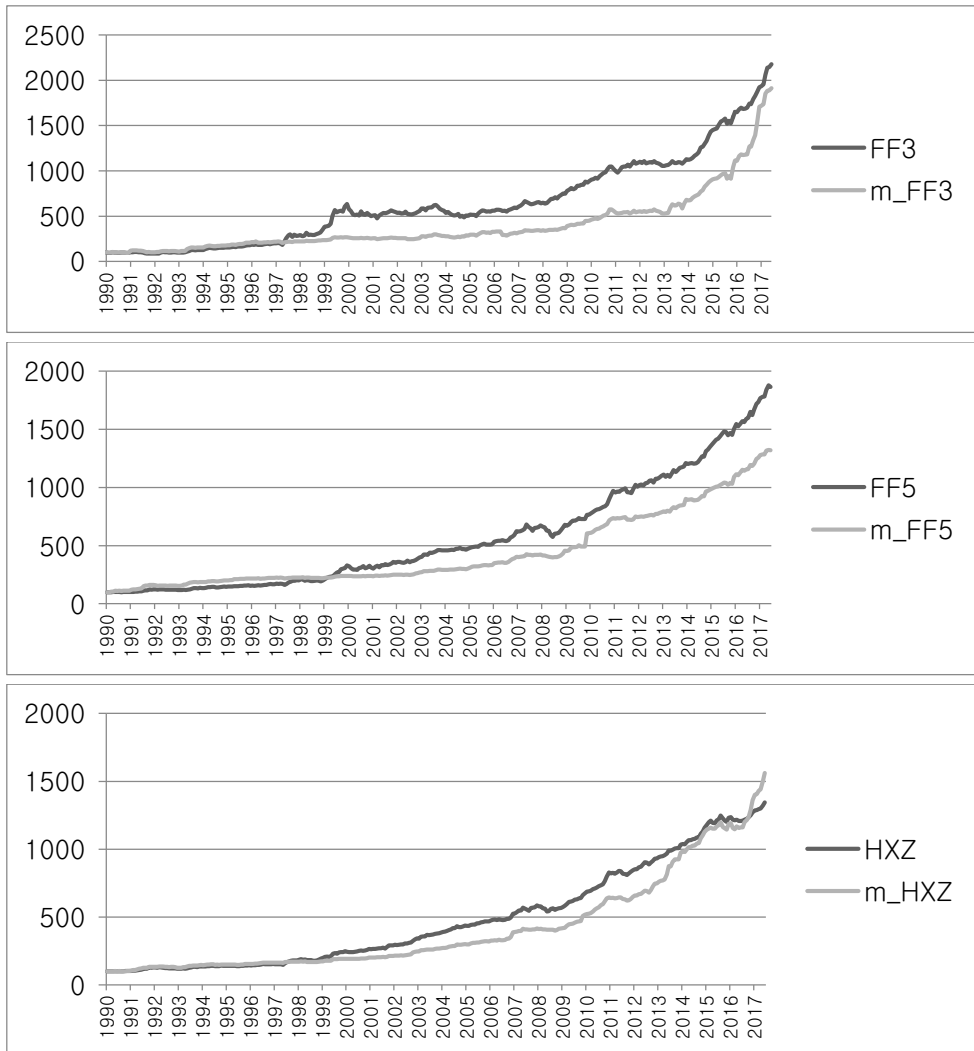
두 표본시장을 하위기간으로 분석할 때 한국 주식시장의 경우 변동성 조정 투자전략이 폭락장에서 더욱 높은 수익을 창출한다는 결과는 확인되지 않는다. 다만 변동성 쇼크 이후 악재가 이어지지 않고

변동성이 안정되는 장세에서는 변동성 조정 투자전략의 추가 수익이 큰 반면, 극심한 변동성이 오랜 기간 지속될 경우 변동성 조정 투자의 실효성이 감소한다는 추측이 가능할 뿐이다. 한국 주식시장의 경우 미국 주식시장에 비해 표본기간이 짧고 그 중 변동성의 과다 변화가 목격되는 구간이 충분하지 않아 정밀한 해석이 어렵다.

<그림 2>와 <그림 3>은 이상과 같은 결과를 토대로 원 MVE 포트폴리오와 변동성 조정 MVE 포트폴리오의 매입보유를 가상하여 표현한 것이다. <그림 2>는 KOSPI 시장 표본에 대하여 1990년 1월 초에 100을 투자하여 2017년 12월까지 계속 보유했을 경우 매월의 월 수익률을 복리로 계산한 투자자금의 최종가치를 나타내고 있다. FF3, FF5, HXZ는 각 원 포트폴리오의 FF3, FF5, HXZ 포트폴리오를 의미하며, m\_FF3, m\_FF5, m\_HXZ는 각 변동성 조정 포트폴리오의 FF3, FF5, HXZ 포트폴리오를 의미한다. <그림 2> KOSPI 표본의 경우 FF3와 FF5는 원 포트폴리오의 매입보유에 비해 더 나은 결과값을 제시하지 못한다. 이는 <표 4>의 2012년부터 2017년에 대한 하위기간 (6)에서 유일하게 통계적으로 유의미한 알파값을 보인 HXZ를 제외하고는 표본기간 후기 변동성 조정 포트폴리오의 수익률이 표본기간 초기에 겪은 손실을 반전할 만큼 크지 않았음을 시사한다. 초기를 제외하고 1997년 이후인 하위기간 (3) 이후부터 최종가치를 복리 산정할 경우 변동성 조정 포트폴리오의 성과가 드러나지만 전체 기간에

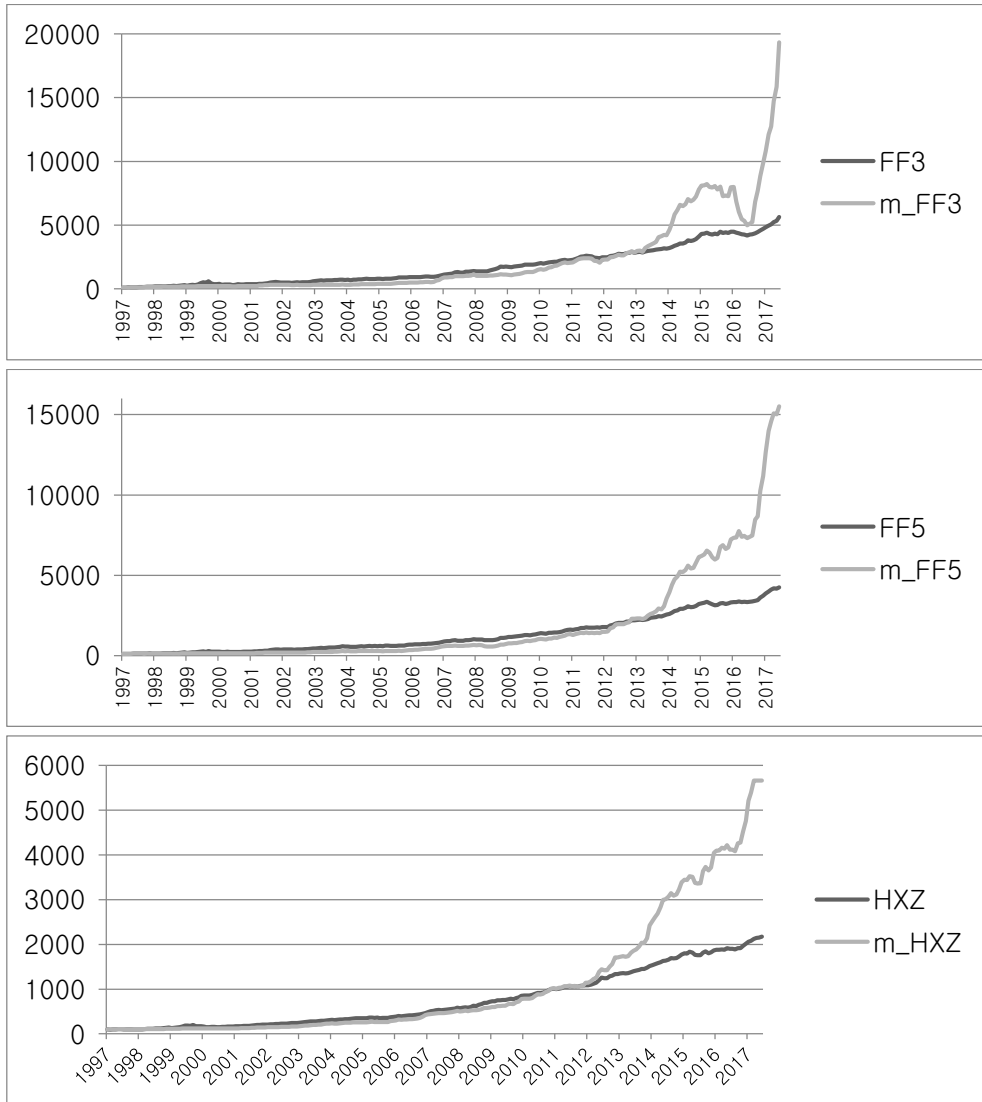
<그림 2> KOSPI 시장 표본의 변동성 조정 투자 전략 최종 가치

아래 그림에서는 1990년부터 2017년까지 KOSPI 시장 상장 표본 주식을 대상으로 <표 4>에 보고된 변동성 조정 MVE 포트폴리오의 수익률과 원 MVE 포트폴리오의 월 수익률을 복리로 계산한 최종가치를 보여주고 있다. 1990년 초에 100을 투자한 것을 기준으로 한다.



<그림 3> KOSDAQ 시장 표본의 변동성 조정 투자 전략 최종 가치

아래 그림에서는 1997년부터 2017년까지 KOSDAQ 시장 상장 표본 주식을 대상으로 <표 5>에 보고된 변동성 조정 MVE 포트폴리오의 수익률과 원 MVE 포트폴리오의 월 수익률을 복리로 계산한 최종가치를 보여주고 있다. 1997년 초에 100을 투자한 것을 기준으로 한다.





대해서는 변동성 조정 포트폴리오의 수익률이 원 포트폴리오 수익률을 상회하지 못했다는 점은 확률적으로 KOSPI 시장에서는 변동성 조정 때의 수익률이 열등할 수 있음을 의미한다.

반면 <그림 3>은 비교적 큰 추가수익률과 설명력을 보인 KOSDAQ 시장 표본에 대하여 1997년 1월 초에 100을 투자하여 2017년 12월까지 계속 보유했을 경우 매월의 월 수익률을 복리로 계산한 투자자금의 최종가치를 나타내고 있다. FF3, FF5, HXZ는 각 원 포트폴리오의 FF3, FF5, HXZ 포트폴리오를 의미하며, m\_FF3, m\_FF5, m\_HXZ는 각 변동성 조정 포트폴리오의 FF3, FF5, HXZ 포트폴리오를 의미한다. <그림 3>에서는 모든 다중요인에 대하여 변동성 조정 포트폴리오가 원 포트폴리오 대비 우월한 성적을 보이는 것이 확인된다. 특히 m\_FF3의 경우 FF3 대비 약 다섯 배에 달하는 최종가치를 기록한다. KOSDAQ 시장 표본이 KOSPI 시장 표본 대비 강건한 수익률을 가짐을 보이는 결과이다. 이는 평균적으로 KOSPI 상장 주식들에 비해 변동성이 높은 KOSDAQ 상장 주식들의 특성에 기인하는 것으로 추측할 수 있다.

#### 4.4 강건성 검증

앞서 전체기간에 대하여 분석했을 때 KOSPI 시장과 KOSDAQ 시장

모두 변동성 조정 포트폴리오가 원 포트폴리오 대비 통계적으로 유의한 양(+)의 추가 수익을 보였다. 하지만 하위 기간에서는 KOSDAQ 시장에서의 성과가 KOSPI 시장 대비 더욱 강건하며, KOSPI 시장에서는 확률적으로 변동성 조정 투자전략이 원 포트폴리오 매수보유 시 보다 열등한 최종가치를 가질 수 있음이 확인되었다. 이에 본 논문의 결과값에 대하여 추가로 강건성을 검증한다.

#### 4. 4. 1 하위기간 표준편차 조정 표본에 대한 검증

<표 4>와 <표 5>는 변동성 조정 포트폴리오의 변동성이 전체 기간에 대한 원 포트폴리오 변동성과 동일한 값을 갖게끔 포지션을 노출시키고 진행한 실증 분석의 결과이다. 따라서 각 하위기간에 따른 변동성의 변화는 포지션 노출 정도에 반영되지 않았다. 이에 하위기간마다 상이한 변동성에 기초하여 포트폴리오의 위험 노출을 재조정할 경우 변동성 조정 투자전략이 여전히 유효한 값을 갖는지 검증한다.

<표 6>은 <표 4>와 <표 5>에 기술된 하위 기간에 대하여 식 (3)의 포지션 노출 정도를 결정하는  $c$ 를 각기 다르게 부과하여 각 하위기간의 변동성을 재조정된 경우를 분석한 것이다. <Panel A>는 KOSPI 상장 기업 표본, <Panel B>는 KOSDAQ 상장 기업 표본에 대하여 기술한다. 모든 하위 기간에 대하여 설명력 차이는 없기 때문에 통계적으로 유의한

값의 추가 수익만을 비교하여 서술하면 다음과 같다.

<Panel A>의 경우, KOSPI 시장 표본의 통계적으로 유의한 하위기간 알파값이 <표 4> 대비 크게 증가하거나 감소하지 않는다. 이를 통해 각 하위기간의 변동성을 기준으로 위험 부담 정도를 재조정하여도 결과값에 큰 변화가 없음을 유추할 수 있다. 도리어 <Panel B>의 KOSDAQ 시장 표본은 하위기간별 위험 재조정을 통해 더 높은 값의 추가 수익을 기대할 수 있음을 암시한다. <표 5> 1997년부터 2001년 사이의 하위기간 (3)에서 연율 17.45%의 수익률을 기록한 FF3는 하위기간별 표준편차 조정 이후 약 1.9배에 달하는 33.10%의 추가 수익이 창출된다.

이상을 종합하면 하위기간에 따라 포지션 노출 정도를 재조정 하여도 결과값에 차이가 없으며, KOSDAQ 시장의 경우 최종가치 증가를 기대할 수 있을 것으로 분석된다.

<표 6> 하위 기간 표준편차 조정에 대한 검증

아래 표는 <표 4>와 <표 5>에 기술된 하위 기간에 대하여 식 (3)의  $c$ 를 각기 다르게 부과, 각 하위기간의 원 표준편차와 변동성 조정 표준편차를 동일하게 적용할 경우 전체 기간 변동성을 기준으로 평가한 것과의 차이를 검정한 것이다. Panel A는 KOSPI 상장 기업 표본, Panel B는 KOSDAQ 상장 기업 표본에 대한 것이며 수익률은 연율로 표기되어 있다. 괄호 안의 값은  $t$ -값이며, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다.

<Panel A> KOSPI 상장 기업 표본							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	MKT	FF3	FF3M	FF5	FF5M	HXZ	HXZM
$\alpha$ : 1997~2017	1.44 (0.32)	<b>5.75</b> (3.30)	<b>5.29</b> (3.11)	<b>3.62</b> (4.94)	<b>3.57</b> (4.88)	<b>3.16</b> (4.42)	<b>2.86</b> (4.09)
$\alpha$ : 1990~1996	-1.57 (0.21)	-3.14 (0.66)	-3.10 (0.70)	1.93 (0.66)	1.83 (0.65)	2.96 (1.82)	3.07 (1.81)
$\alpha$ : 1997~2001	-9.78 (1.14)	-1.44 (0.51)	-1.36 (0.47)	-1.46 (1.10)	-1.42 (1.06)	-1.55 (1.47)	-1.64 (1.49)
$\alpha$ : 2002~2006	1.32 (0.34)	1.51 (0.77)	1.52 (0.85)	<b>1.61</b> (2.69)	<b>1.59</b> (2.67)	0.34 (0.64)	0.35 (0.65)
$\alpha$ : 2007~2011	0.83 (0.13)	0.14 (0.17)	0.16 (0.18)	<b>6.00</b> (2.39)	<b>5.75</b> (2.35)	<b>4.36</b> (2.54)	<b>4.50</b> (2.53)
$\alpha$ : 2012~2017	-1.08 (0.41)	0.86 (0.66)	3.56 (1.68)	0.60 (1.32)	0.90 (1.92)	<b>1.86</b> (2.41)	<b>1.54</b> (2.00)
<Panel B> KOSDAQ 상장 기업 표본							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	MKT	FF3	FF3M	FF5	FF5M	HXZ	HXZM
$\alpha$ : 1997~2017	-30.86 (1.50)	<b>33.10</b> (3.84)	<b>28.50</b> (2.95)	<b>12.76</b> (2.71)	<b>12.82</b> (2.67)	<b>6.56</b> (3.59)	<b>6.68</b> (3.60)
$\alpha$ : 2002~2006	0.39 (0.06)	1.17 (0.75)	0.44 (0.34)	2.36 (1.15)	2.39 (1.18)	<b>1.86</b> (2.14)	<b>1.90</b> (2.20)
$\alpha$ : 2007~2011	1.82 (0.13)	2.85 (1.35)	2.83 (1.31)	-0.81 (0.34)	-0.77 (0.33)	-0.09 (0.08)	-0.25 (0.24)
$\alpha$ : 2012~2017	-5.89 (1.56)	1.62 (0.59)	2.23 (0.86)	2.29 (1.65)	2.41 (1.74)	<b>3.57</b> (3.13)	<b>3.51</b> (3.16)

#### 4. 4. 2 역베타(BAB) 요인 조정 검증

역베타(BAB) 요인은 Frazzini and Pedersen(2014)이 제안한 베타 중립 투자 전략으로, 저 위험 이상현상 중 하나이다. 변동성 조정 포트폴리오 또한 저 위험 이상현상에 기초한 투자전략으로, 전략에서 역베타 요인을 컨트롤 한 후에도 결과값이 유효한지 여부를 검증한다.

<표 7>은 <표 4>와 <표 5>에 기술된 전체 기간에 대하여 변동성 조정 수익률을 역베타 요인으로 회귀분석( $f_{t+1}^{MVE,\sigma} = \alpha + \beta_{f_{t+1}^{MVE}} + \gamma_{f_{t+1}^{BAB}} + \epsilon_{t+1}$ )한 결과이다. <Panel A>는 KOSPI 시장 표본, <Panel B>는 KOSDAQ 시장 표본에 대한 결과를 보인다.

<Panel A>와 <Panel B> 모두 역베타 요인으로 조정한 이후에도 시장위험요인을 제외한 모든 다중요인에 대하여 통계적으로 유의한 알파값이 관찰된다. 다만 KOSPI 시장 표본의 경우 역베타 요인을 조정한 후 설명력과 초과수익률이 개선된 반면 KOSDAQ 시장 표본의 경우 역베타 요인을 조정한 후 초과수익률이 약화된다. 이러한 현상은 KOSDAQ 시장에서는 BAB 요인어의 추가수익률이 통계적으로 유의하지 않은 값으로 나타나는 특성에 기인하는 것으로 보인다.

역베타 요인이 횡단면적 저 위험 이상현상인 반면 변동성 조정 투자전략은 시계열 부분을 다루기 때문에 두 전략이 서로 다른 유형을 설명하는 것으로 해석된다. 이러한 결과는 Moreira and Muir(2017)가 미국 주식시장에 대하여 지은 결론과 일치한다.

<표 7> 역베타 요인을 조정한 투자전략의 수익률

아래 표는 <표 4>와 <표 5>에 기술된 KOSPI 상장 기업 표본과 KOSDAQ 상장 기업 표본의 변동성 조정 초과 수익률을 역베타(BAB)요인으로 회귀분석( $f_{t+1}^{MVE,\sigma} = \alpha + \beta_{f_{t+1}^{MVE}} + \gamma_{f_{t+1}^{BAB}} + \epsilon_{t+1}$ )한 결과이다. Panel A는 KOSPI 상장 기업 표본, Panel B는 KOSDAQ 상장 기업 표본에 대한 것이며 수익률은 연율로 표기되어 있다. 괄호 안의 값은 t-값이며, 5% 수준에서 유의적인 경우 굵게 표시하였다.

<Panel A> KOSPI 상장 기업 표본							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Mkt	FF3	FF3M	FF5	FF5M	HXZ	HXZM
Alpha( $\alpha$ )	1.08	<b>6.66</b>	<b>6.09</b>	<b>3.51</b>	<b>3.46</b>	<b>3.22</b>	<b>2.95</b>
	(0.23)	(3.76)	(3.56)	(2.77)	(2.73)	(3.48)	(3.33)
N	276	276	276	276	276	276	276
R <sup>2</sup>	0.37	0.35	0.37	0.31	0.31	0.53	0.55
RMSE	71.02	27.71	26.97	19.00	19.08	13.42	12.92
<Panel B> KOSDAQ 상장 기업 표본							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Mkt	FF3	FF3M	FF5	FF5M	HXZ	HXZM
Alpha( $\alpha$ )	-1.84	<b>7.30</b>	<b>6.41</b>	<b>6.25</b>	<b>6.30</b>	<b>4.35</b>	<b>4.28</b>
	(0.27)	(2.13)	(2.03)	(2.17)	(2.19)	(2.14)	(2.11)
N	198	198	198	198	198	198	198
R <sup>2</sup>	0.40	0.38	0.40	0.53	0.53	0.55	0.55
RMSE	96.15	51.50	48.06	33.55	33.52	21.51	21.50

## 제 5장 결론

한국 주식시장에서 위험도가 낮은 저 변동성 주식이 위험도가 높은 고 변동성 주식보다 더 높은 기대수익률을 갖는 저 변동성 이상현상은 일관되게 관찰되어 온 현상이다. 이는 곧 변동성을 조정한 투자전략을 수립할 경우 추가 수익을 기대할 수 있음을 제안한다. 과다 위험을 지지 않고도 수익률을 높일 수 있는 투자기법은 정통적 투자론에 위배되는 내용으로서 학술적인 시사점을 가짐과 동시에, 금융업 실무에도 큰 의미를 갖는 발견이다.

본 논문은 저 변동성 이상현상이 관찰되는 한국 주식시장에 대해서 변동성을 조정하여 포트폴리오를 꾸릴 경우 변동성을 조정하지 않는 원 투자전략 대비 높은 수익률을 낼 수 있을 것이라는 가설에서 출발한다. 또한, 평균적으로 KOSPI 시장 상장 주식들에 비하여 위험이 높을 것으로 유추되는 KOSDAQ 시장 상장 주식들의 경우 변동성 조정 결과 더욱 유의미한 투자 성과를 보일 것이란 가설을 세웠다.

Fama and French(1993, 2015)의 3요인 모형과 5요인 모형, 그리고 Hou, Xue and Zhang(2014)의 HXZ 가격결정모형에 기초하여 평가한 결과, 한국 주식시장에 대하여 변동성 조정 투자전략을 통해 원 포트폴리오 대비 통계적으로 유의한 양(+)의 수익을 얻을 수 있음이 실증된다. 특히 KOSPI 시장에서 1997년부터 2017년까지 평균 연율 3.96%의 초과 수익이 관측되는 반면 KOSDAQ 시장의 경우 동 기간

평균 연율 15.70%의 초과 수익이 확인된다. 이는 평균 변동성이 큰 KOSDAQ 시장에서 해당 투자전략이 더 우월한 성과를 보임을 입증하는 것이다.

본 연구는 한국 주식시장에 대한 투자전략 수립에 다음과 같은 점에서 추가적인 기여를 하였다.

첫째, 전체 분석 기간에 대하여 한국 KOSPI 시장과 KOSDAQ 시장에 대하여 Fama and French(1993, 2015)의 3요인 모형과 5요인 모형, 그리고 Hou, Xue and Zhang(2014)의 HXZ 요인에 대하여 검증하여, 한국 주식시장에서 해당 가격결정모형이 유의한 값을 가짐을 보였다. 또한 하위기간 분석을 통해 시기에 따른 가격결정모형의 차이를 기술하였다.

둘째, 한국 주식시장에서 관찰되어 온 현상인 저 변동성 이상현상을 이용하여 추가 수익을 꾀할 수 있음을 검증하였다. 또한 포트폴리오를 실현변동성의 역으로 조정하는 변동성 조정 투자전략은 이미 한국 유가증권시장에 대해 검증된 저 위험 이상현상인 역베타 요인을 조정한 이후에도 유의한 값을 가지는, 독립적인 투자전략임을 확인했다.

결론적으로, 본 연구를 통하여 한국 주식시장에서 고 수익을 내기 위해 필히 고 위험을 부담해야 할 동인은 없음을 알 수 있었다. 이러한 결과는 정통적인 투자론에서 주장하는 바와는 다르지만 한국 주식시장에서 관찰되어 온 저 변동성 이상현상과는 그 맥락을 같이한다.



또한, 투자 실무에서 활용할 수 있는 전략이라는 점에서도 의미를 갖는다.

다만 본 연구의 분석기간에 대해서는 한국의 시장위험요인(MKT)이 통계적으로 0과 다른 값을 가지지 않는 것으로 확인되어 전반적인 내용을 시장위험요인을 기준으로 기술하지 못했다. 또한, 변동성이 극대화되는 경제 후퇴(recession) 기간에 대한 표본이 충분하지 않아 해당 시기에 대해 명확한 해석을 하지 못했다는 점이 본 연구의 한계점이자 추가 규명이 필요한 부분이다.

## 참고 문헌

Ang, Andrew, Robert J. Hodrick, Yuhang Xing, and Xiaoyan Zhang, 2006, The cross-section of volatility and expected returns, *Journal of Finance* 61, 259-299.

Bali, T.G., and N. Cakici, 2008, Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1).

Barroso, Pedro, and Pedro Santa-Clara, 2015, Momentum has its moments, *Journal of Financial Economics* 116, 111-120.

Black, Fischer, 1972, Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, *The Journal of Business* 45, 444.

Fama, E. F. and K. R. French, 1993, Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, 2015, A five-factor asset pricing model, *Journal of Financial Economics* 116, 1-22.

Frazzini, A. and L. H. Pedersen, "Betting Against Beta," *Journal of Financial Economics*, Vol. 111 (2014), pp. 1-25.

Fu, F., "Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 91, No. 1

(2009), pp. 24–37.

Hou, Kewei, Chen Xue, and Lu Zhang, 2014, Digesting anomalies: An investment approach, *Review of Financial Studies* 28, 650-705.

Jegadeesh, N and S. Titman, 1993, Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, *Journal of Finance*, 48, 65–91

Moreira, Alan and Tyler Muir, 2017, Volatility–Managed Portfolios, *Journal of Finance*, 72, 1611–1644

Sharpe, W., “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk,” *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3 (1964), pp. 425–442.

김형규, 신용재, 2011, 모멘텀 효과를 이용한 투자전략의 성과에 대한 연구, *한국기업경영학회*, 18, 265–278

고봉찬, 김진우, 2014, 저변동성 이상현상과 투자전략의 수익성 검증, *한국증권학회지* 제43권, 573-603.

김태혁, 변영태, 2011, 한국 주식시장에서 3요인 모형을 이용한 주식수익률의 고유변동성과 기대수익률 간의 관계, *한국증권학회지* 제40권, 525-550.

김태형, 한재훈, 2015, 역베타 요인을 이용한 차입제약과 주식수익률의 관계에 대한 실증연구, *재무연구* 제28권, 589–624

Abstract

# Empirical Study of Volatility– managed Portfolios in Korean Stock Markets

Shin, Daseul

Department of Finance

The Graduate School of Business Administration

Seoul National University

Low variance anomaly is a phenomenon that has been reported in Korean stock markets in which low risk stocks with lower volatility yield higher expected returns than riskier, more volatile stocks. In this paper, volatility–managed portfolio is empirically tested on Korean stock markets to seek higher risk adjusted return. Volatility–managed portfolio is constructed based on asset pricing factors by scaling the return of each factor by the inverse of its realized variance. In Korean stock markets, volatility–managed portfolios earn excess return compared to the original portfolios.

Keywords : Volatility–managed portfolios, Sharpe ratio, Low–volatility anomaly, Realized variance, Low–risk anomaly, Asset pricing models, Investment strategy

Student Number :2016–20586