고유변동성 이상 현상의 강건성에 관한 검토*

옥 영 경 (영남대학교)

안 승 철 (영남대학교)

김 정 무 (영남대학교)**

〈요약〉

본 연구는 한국 주식시장에서 보고된 고유변동성 이상 현상의 강건성을 검토한다. 기존 국내외 연구에서 이용된 방법론상의 공통된 큰 틀을 유지하되, 세부적인 연구 설계에 6가지 차이를 두어 결과를 비교한다. 방법론상의 큰 틀로서, 고유변동성을 기준으로 정렬한 5분위 포트폴리오의 양극단을 매수-매도하는 방식으로 헤지 포트폴리오를 구성한 후 평균수익률의 크기와 유의성을 살펴본다. 이때, 세부적인 연구 설계에 있어, 1) 체계적 위험의 정의, 2) 변동성 추정 기간, 3) 포트폴리오 정렬 분기점, 4) 수익률 가중방식, 5) 분석기간, 6) 표본구성에 각각 변화를 주어 헤지 포트폴리오 수익률의 크기와 유의성이 영향을 받는지 검토하였다. 체계적 위험의 정의는 이상 수익률 유의성에 영향을 미치지 않았으며, 이를 제외한 각 연구 설계 조건은 이상 수익률의 유의성에 영향을 주었다. 구체적으로, 고유변동성 이상 현상은, i) 과거 3~12개월의 장기 데이터를 이용하여 고유변동성을 추정하고, ii) 포트폴리오를 단순 정렬하여, iii) 가치가중 방식으로 수익률을 계산한 경우에만 강건성을 유지하였다. 특히, 이상 수익률의 강건성을 가장 크게 약화시키는 연구 설계는 포트폴리오 정렬 분기점인 것으로 나타났다. 동일 시장가치 비중을 가지도록 포트폴리오를 구성하면, 유의한 이상 수익률을 관측하는 조건을 찾아내기 힘들었다. 따라서 본 연구의 결과는 선행연구들의 주장과는 달리 한국시장에서의 고유변동성 이상 현상은 강건하지 않음을 보여준다.

핵심 단어 : 고유변동성 이상 현상, 주식 수익률 횡단면, 한국 유가증권시장, FnGuide, 이례현상

JEL 분류기호: G11, G12

* 이 논문은 옥영경의 박사학위 논문 일부를 바탕으로 작성 되었습니다.

** 연락담당 저자. 주소: 경상북도 경산시 대학로 280 영남대학교 경영대학, 38541;

E-mail: jungmu@yu.ac.kr; Tel: 053-810-2843; Fax: 053-810-4652.

투고일 2017-11-27; 수정일 2018-04-26; 게재확정일 2018-05-09

1. 서론

고유 위험이 큰 주식의 평균 수익률이 낮다는 Ang et al.(2006, 2009)의 실증 연구 이후, 국내외 많은 후속 연구들이 잇따랐다. 전통적 자산 가격 결정 이론에 따르면 고유위험은 주식의 기대수익률과 관계없으며, 체계적 위험만이 기대수익률을 결정한다. 한편, Merton(1987)의 가정 하에서는 투자자들이 여러 이유로 잘 분산된 포트폴리오를 보유하지 못하게 될 경우 양의 위험프리미엄을 요구하게 된다. 이러한 이론적 관점에서 볼 때, Ang et al.(2006, 2009)의 실증적 발견은 다소 이해하기 힘들며, 따라서 “고유 위험 퍼즐”로 불린다.

Ang et al.(2006)은 기업 고유변동성과 기대수익률에 간에 유의한 음(-)의 횡단면 관계가 존재하며, 이러한 결과는 주식수익률에 영향을 주는 것으로 알려진 기업규모, 가치비율, 유동성, 모멘텀 등 다양한 요인들을 통제한 이후에도 강건하게 지지된다고 주장하였다. 또한 Ang et al.(2009)의 연구에서는 Ang et al.(2006)의 고유변동성 이상 현상이 G7(캐나다, 프랑스, 독일, 이탈리아, 일본, 미국, 영국)을 포함한 23개의 선진국 시장에서도 존재함을 확인하였다.

그러나 이러한 이상 현상의 강건성에 의문을 제기한 연구들도 많다. Fu(2009)는 고유변동성을 측정함에 있어 시가변적(time-varying) 특성을 고려하여 EGARCH 모형으로 측정해야 하며, 이렇게 측정된 조건부 고유변동성과 수익률 간에 유의한 양(+)의 관계가 있다고 주장하였다. 또한 Ang et al.(2006)의 결과는 고-고유변동성 주식의 수익률 반전현상으로 설명할 수 있으며, 음(-)의 횡단면 관계는 고-고유변동성 포트폴리오에 포함된 소규모 주식의 음(-)의 비정상 수익률에서 기인한 현상이라고 주장하였다. Bali and Cakici(2008)는 고유위험 이상 현상이 고유변동성 추정에 사용된 자료의 주기, 포트폴리오 수익률 가중방식, 포트폴리오 정렬 분기점(breakpoint), 표본의 구성 등 연구의 설계에 따라 강건하지 않음을 실증적으로 보이며, 고유위험 이상 현상은 단순 등위방식으로 구성된 가치가중 포트폴리오에서만 관찰되는 현상임을 확인하였다.

최근 국내 주식시장을 대상으로 한 연구에서도 고유위험 이상 현상이 존재한다는 결과가 다수 보고되고 있지만(변영태 외 2인, 2011; 엄철준 외 4인, 2014; 고봉찬, 김진우, 2014; 장욱 외 2인, 2016; 장지원, 2016), 일치된 결론을 제시하지는 못하고 있다. 김태혁, 변영태(2011)는 고유위험과 기대수익률 간에 음(-)의 횡단면 관계가 존재하지만, 통계적 유의성은 포트폴리오 수익률 가중방식에 따라 달라진다고 주장하였으며, 윤상용 외 2인(2011)은 고유위험과 기대수익률 간에는 유의적인 관계가 없다고 주장하였다.

<표 1>은 앞서 언급한 선행연구의 연구 설계 및 실증분석 결과를 정리하여 보고하고 있다. 각 연구별로 표본 기간과 표본구성에 조금씩의 차이는 있으나, 동일한 시장을 분석하였음에도 불구하고 그 수익률의 크기와 유의성이 지나치게 상이한 것은 한국시장에서의 고유변동성 이상 현상이 강건한 결과인지 의문이 들게 만든다. Hou et al.(2017)은 현재까지 기존 문헌에서 보고된 447가지의 이례 현상을 최근 자료로 검증해 본 결과 85%(380가지)가 유의하지 않았음을 보고한 바 있다. 이에 우리는 국내시장의 고유변동성 이상 현상에 대한 강건성을 검토해 볼 필요성이 있다고 판단하였다.

본 연구에서는 선행연구들의 실증 결과에 영향을 미쳤을 것으로 판단되는 요인들을 종합적으로 고려하여, 결과에 영향을 줄 것으로 예상되는 부분을 하나씩 변화시키며 연구의 설계가 고유변동성과 수익률의 횡단면 관계에 차이를 가져오는지 체계적으로 분석한다. 이를 통해 선행 연구들에서 보고하는 상이한 실증분석 결과를 동일한 틀 안에서 재확인 할 수 있다. 또한 연구의 설계에 따라 실증분석 결과에 차이가 있다면, 가장 큰 차이를 유발하는 연구 설계가 무엇인지 확인하고자 한다.

기존 국내외 연구에서 이용된 방법론상의 공통된 큰 틀을 유지하되, 세부적인 연구 설계에 6가지 차이를 두어 결과를 비교하였다. 방법론상의 큰 틀로서, 고유변동성을 기준으로 정렬한 5분위 포트폴리오의 양극단을 매수-매도하는 방식으로 헤지 포트폴리오를 구성한 후 평균 수익률의 크기와 유의성을 살펴본다. 이때, 세부적인 연구 설계에 있어, 1) 체계적 위험의 정의, 2) 변동성 추정 기간, 3) 포트폴리오 정렬 분기점, 4) 수익률 가중방식, 5) 분석기간, 6) 표본구성에 각각 변화를 주어 헤지 포트폴리오 수익률의 크기와 유의성이 영향을 받는지 검토하였다. 그 결과, 체계적 위험의 정의는 이상 수익률 유의성에 영향을 미치지 않았으며, 이를 제외한 각 연구 설계 조건은 이상 수익률의 유의성에 영향을 주었다. 구체적으로, 고유변동성 이상 현상은, 1) 과거 3~12개월의 장기 데이터를 이용하여 고유변동성을 추정하고, 2) 포트폴리오를 단순 정렬하여, 3) 가치가중 방식으로 수익률을 계산한 경우에만 강건성을 유지 하였다. 특히, 이상 수익률의 강건성을 가장 크게 약화시키는 연구 설계는 포트폴리오 정렬 분기점인 것으로 나타났다. 각 포트폴리오가 동일한 시장가치 비중을 가지도록 포트폴리오를 구성하면, 유의한 이상 수익률을 관측하는 조건을 찾아내기 힘들었다. 또한, 주식 기대수익률의 횡단면 검정에 사용해야 할 t -통계량의 경계점(cut-off)을 3으로 해야 한다고 주장한 Harvey et al.(2016)에 따라 유의성을 검정하면, 그 어떠한 조건에서도 유의성을 확보하지 못했다. 기존 연구들은 대체로 국내시장에서 고유변동성 이상 현상의 강건성을 주장하고 있으나, 이와 반대로 우리의 결과는 이러한 현상이 강건하지 않음을 시사한다.

뿐만 아니라, 우리는 강건성 검토를 통해 몇 가지 흥미로운 사실을 발견 하였다. 첫째, 매수-매도 포트폴리오 수익률의 유의성은 최상위 고유변동성 포트폴리오의 수익률이 급격히 낮아짐으로 인해 발생하였다. 둘째, 이 포트폴리오의 시가총액은 지극히 낮은 비중을 차지하고 있으며, 포트폴리오 정렬 분기점과 가중방식을 조절하여 이러한 영향을 통제한 경우 유의성이 완전히 사라졌다. 특히, 동일 시가총액 비중 분기점을 이용할 경우 그 어떤 실험 설계에서도 5%에서 유의한 결과를 찾아낼 수 없었다. 셋째, 최상위 고유변동성 포트폴리오에는 부도시점에 가까워진 주식이 다수 포함되었다. 그로 인해 상장폐지 종목을 제외할 경우 고유변동성 이상 현상의 유의성은 사라졌다. 넷째, 각 실험 설계 하에서의 유의성은 표본 기간에 따라 영향을 받았다. 특히 2000년 이후 좀 더 유의하게 나타나는 경향이 있다.

논문의 진행순서는 다음과 같다. 제2장에서는 선행연구를 요약하고 그 방법론을 재분류하여 우리의 연구 설계를 설명한다. 제3장에서는 사용되는 자료에 대해 설명하고, 제4장에서는 고유변동성 추정방법과 결과를 보고한다. 제5장은 실증분석 방법과 결과를 보고하고, 제6장에서는 추가분석을 통해 강건성을 검토하며 제7장에서는 연구를 요약하고 결론을 내린다.

2. 문헌 분석 및 연구 설계

우리는 국내외 선행연구들을 분석하여 방법론상의 공통점과 차이점을 분류하였다. 대부분의 연구에서 공유하는 큰 틀을 유지하되, 세부적인 설계를 달리하여 결과를 비교함으로써 연구 설계의 차이가 결과에 어떠한 영향을 주는지, 영향을 준다면 어떤 설계가 가장 큰 영향을 미치는지를 분석한다. 본 절에서는 우리의 연구방법을 간단히 요약하고, 세부적인 방법은 각 분석 결과에서 설명하기로 한다.

선행 연구(고봉찬, 김진우, 2014; 김태혁, 변영태, 2011; 변영태 외 2인, 2011; 윤상용 외 2인, 2011; 엄철준 외 2인, 2014; 장욱 외 2인, 2016; 장지원, 2016)가 사용한 데이터베이스, 표본기간, 연구 방법과 그 결과를 간단히 요약하여 <표 1>에 정리 하였다.

<표 1> 국내 고유변동성 이상 현상 선행연구 요약

아래 표는 고유변동성 이상 현상에 관한 선행연구에서 사용된 연구 설계 및 주요 실증분석 결과를 요약하여 제시하고 있다. 기간, 표본은 연구에서 사용된 전체 분석기간 및 표본을 나타낸다. 시장모형은 고유변동성을 추정하는 모형으로 여러 가지 모형을 사용한 경우에는 대표적인 모형을 제시하였다. 추정기간은 고유변동성을 추정하는 기간을 의미하며, 각 추정기간 내의 일별자료를 사용하였다. 가중방식은 포트폴리오 수익률 가중방식이다. 월 평균수익률은 양극단에 위치한 포트폴리오의 매수-매도 수익률을 나타낸다. 괄호 안의 값은 t-통계량이다. 단, 윤상용 외 2인(2011)의 연구는 수익률 가중방법에 대해 설명하지 않았고, 장욱 외 2인(2016)의 연구는 월 평균수익률의 t-통계량을 제시하지 않았다.

선행연구	데이터 베이스	기간	표본	시장모형	추정 기간	가중방식	월 평균수익률 (%)
고봉찬, 김진우 (2014)	FnGuide	1990. 1~ 2012. 12	유가증권시장	CAPM	12개월	가치가중	-1.57(-2.37)
김태혁, 변영태 (2011)	KisValue	1999. 1~ 2008. 12	유가증권시장 상장폐지 제외	Fama-French 3요인	1개월	동일가중 가치가중	-3.366(-6.27) -0.276(-1.17)
변영태 외 2인 (2011)	KisValue	1999. 1~ 2008. 12	유가증권시장	CAPM	1개월	동일가중	-3.49(-6.39)
엄철준 외 4인 (2014)	FnGuide	1992. 7~ 2012. 6	유가증권시장 12월 결산법인, 비금융업	Fama-French 3요인	1개월	동일가중 가치가중	-2.46(-4.26) -2.60(-3.83)
윤상용 외 2인 (2011)	FnGuide KisValue	1991. 1~ 2008. 12	유가증권시장 비금융업	대안적 3요인	1개월	-	-0.005(-0.04)
장욱 외 2인 (2016)	FnGuide	1991. 7~ 2012. 12	유가증권시장	Fama-French 3요인	1개월	동일가중	-2.81(-)
장지원(2016)	FnGuide	1998. 1~ 2015. 12	유가증권시장	Fama-French 3요인	3개월	동일가중 가치가중	-0.96(-2.73) -1.20(-2.08)

기존 연구에서 공유되고 있는 공통된 방법론은 다음과 같이 세 단계로 요약해 볼 수 있다. 첫째, 체계적 위험에 대한 수익률의 잔차를 통해 고유변동성을 추정한다. 둘째, 추정된 개별기업의 고유변동성의 크기를 기준으로 기업을 정렬한 후 포트폴리오를 구성한다. 이를 고유변동성 포트폴리오라 하자. 우리는 매월 5분위 포트폴리오를 재구성한다. 셋째, 각 고유변동성 포트

폴리오의 미래 수익률(post-ranking return)을 토대로 횡단면적 패턴과 평균 수익률의 유의성을 검정한다. 우리는 포트폴리오 구성 후 1개월의 수익률을 추적한다.¹⁾

〈표 2〉 연구 설계 요약

아래 표는 본 연구에서 사용된 연구 설계를 요약하여 제시한다. 연구 설계는 크게 연구 방법론상의 차이와 표본 선택에 따른 차이로 구분한다. 연구 방법론상의 차이는 3단계로 구분된다. 1단계는 고유변동성을 추정하는 단계, 2단계는 포트폴리오 정렬 단계, 3단계는 포트폴리오 수익률을 계산하는 단계이다. 다음으로 표본의 선택은 기간의 선택과 표본 구성으로 구분된다. 표의 가운데 열은 각 연구 설계에 대한 실증분석 결과가 제시된 표의 번호를 나타내며, 다음 열은 각 연구 설계 단계에서 사용된 세부적인 방법을 나타낸다. 표의 가장 오른쪽 열은 본 연구의 실증분석 결과로, 양극단에 위치한 포트폴리오의 매수-매도 수익률을 보여주고 있다. 굵은 활자체로 되어있는 1/0/1 전략, Fama-French 3요인 모형, KSE 분기점, 가치가중방식, 전체기간, 전체표본을 기본으로 하여 각 단계별 연구 설계를 하나씩 변화시킨 결과이다. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

표			월 평균수익률(%)
연구 방법론	1. 추정기간	모든 표	· 과거 1개월 -1.00* (-1.76)
			· 과거 3개월 -1.79*** (-2.64)
			· 과거 12개월 -1.56*** (-2.68)
	2. 시장모형	<표 3>	· CAPM -0.86 (-1.51)
			· Fama-French -1.10* (-1.91)
연구 방법론	2단계(M)	3. 분기점	· KSE -1.10* (-1.91)
			· 동일시가총액 비중 0.02 (0.04)
	3단계(N)	4. 가중 방식	· 가치가중 -1.10* (-1.91)
			· 동일가중 -0.83* (-1.69)
			· 역고유위험가중 0.41 (0.59)
표본	5. 분석기간	<표 6>	· 전반기 (1991. 8~1999. 12) -2.05 (-1.54)
			· 후반기 (2000. 1~2015. 12) -0.51 (-0.94)
			· 전체기간 (1991. 8~2015. 12) -1.00* (-1.76)
	6. 표본구성	<표 7>	· 전체표본 -1.00* (-1.76)
			· 소규모주, 비유동주, 저가주 -0.79 (-1.35)
			· 상장폐지 기업 제외 -0.38 (-0.76)

1) Ang et al.(2006)은 각 단계에서 이용되는 관측기간의 길이가 각각 L, M, N개월일 때, 이를 L/M/N 전략이라 칭한다. 즉, 추정 단계에서 L개월의 자료를 이용하고, 포트폴리오를 정렬하여 M개월을 기다린 후, N개월 동안의 보유수익률을 측정한다. 우리의 경우, 1/0/1, 3/0/1, 12/0/1의 전략을 분석한다고 볼 수 있다.

이러한 공통된 틀(framework)에서 결과에 영향을 미치는 세부적인 연구 설계는 크게 두 가지로 나뉘 볼 수 있다. i) 연구 방법론상의 차이에 의한 영향과 ii) 표본의 선택에 따른 영향이다.

먼저, 연구 방법론상의 차이는 앞서 설명한 세 단계의 공통된 방법론의 각 단계에 걸쳐 발생한다. 첫째, 체계적 위험에 대한 수익률의 잔차를 통해 고유변동성을 추정하는 단계에서 고유변동성의 추정방식에 의한 영향이 있을 수 있다. 보다 세부적으로는 고유변동성을 추정함에 있어서 추정기간의 선택과 시장모형의 선택에 따라 고유변동성 추정치는 달라질 수 있다. 둘째, 고유변동성의 크기를 기준으로 기업을 정렬하는 단계에서 각 포트폴리오의 경계를 결정하는 방식이 다양할 수 있다. 셋째, 각 고유변동성 포트폴리오의 미래수익률을 계산하는 단계에서 포트폴리오 가중 방식에 따라 결과는 달라질 수 있을 것이다.

다음으로, 표본 선택에 따른 영향은 시계열적으로 분석기간이 달라 발생하는 차이와 횡단면적으로 표본구성이 달라짐에 따라 발생하는 차이가 있다. 이상에서 논의한 각 단계별 세부적 연구 설계 방식을 <표 2>에 정리하였다.

분석에 있어 6가지 차원의 연구 설계에 대해 특별한 언급이 없다면 다음의 방식을 기본으로 한다. 첫째, 추정기간은 1, 3, 12개월에 대한 결과를 모든 표에서 제시한다. 즉 1/0/1, 3/0/1, 12/0/1의 세 전략에 대한 분석을 모든 표에서 제시한다. 둘째, 시장모형은 Fama-French 3요인 모형으로 한다. 셋째, 정렬 분기점은 단순 등위방식으로 한다. 넷째, 수익률 가중방식은 가치가중 방식을 취한다. 다섯째, 분석기간은 전체기간인 1992년 8월에서 2015년 12월로 한다. 여섯째, 표본은 소규모 주식, 저가주, 상장폐지 종목을 모두 포함하는 유가증권시장의 주식을 대상으로 한다. 전체표본에 대한 자세한 설명은 자료설명에 기술하였다. 이상의 6가지 차원을 기본으로 하여 각 분석마다 하나의 설계를 변화시키며 결과를 살펴본다.

3. 자료

본 연구는 2015년 12월 30일을 기준으로 한국거래소 유가증권시장에 상장 되어있는 주식과 분석기간 내에 상장폐지 된 주식을 대상으로 한다. 분석기간은 91물 CD금리 자료를 얻을 수 있는 1991년 8월을 시작으로 하여 2015년 12월까지로 한다. 다만, 고유변동성 추정을 위해 최장 12개월의 관측치가 필요하므로 수익률에 대한 분석은 1992년 8월부터 시작한다. 주가 및 회계자료는 DataGuide를 통해 수집하였다.

수집된 자료로부터 가급적 많은 관측치를 이용하고자 하나, 분석기간 중 코스닥시장에서 유가증권시장으로 이진한 88개의 종목에 대해서는 유가증권시장 이전 이후의 자료만 사용한다.²⁾

2) 코스닥 시장에서 유가증권시장으로 이진상장 한 경우, 코스닥 시장에서의 주가를 표본에 포함한다면 사전관찰 편의(look-ahead bias)를 유발 할 수 있다. 코스닥 시장은 시장참여자의 구성 비율, 유동성, 시장제도 등에서 유가증권시장과 차이가 있으므로, 코스닥 시장에서의 주가흐름은 유가증권시장에서의 주가흐름 특성과 차이가 날 수 있을 것이다. 본 연구는 유가증권시장을 분석대상으로 하고 있으므로, 코스닥 시장에서 거래되던 시기의 주가 정보는 제외한다.

최종적으로 표본에 포함된 주식은 1,090종목(상장주식 739종목, 상장폐지주식 351종목)이며, 일-주식 표본 수는 4,401,602개이다.³⁾

구체적으로, 주식수익률은 현금배당을 반영한 수정주가로 계산한다. 시장수익률은 KOSPI 수익률을 이용한다. Fama-French 3요인 중 SMB와 HML은 FnGuide에서 제공하는 SIZE×BM 포트폴리오 수익률을 이용하여 Fama and French(1993)의 방식으로 계산하였다. 무위험이자율은 91일물 CD금리를 사용한다. 그 외 실증분석에 사용할 기업 관련 변수들(종가, 거래대금, 발행주식수, 종가, 자본총계, 우선주 자본금 등)을 수집하였고, 이 정보를 이용하여 각 변수들은 다음의 방식으로 계산한다. 기업규모(SIZE)는 매월 말 기준 시가총액이며, 시가총액은 종가에 보통주 발행주식수를 곱하여 계산한다. 시장가치 대비 장부가치 비율(BM)은 t-1년도 말의 자본총계에서 우선주 자본금을 차감한 값을 t-1년도 말의 시가총액으로 나누어 계산한다. 비유동성(ILLIQ)은 Amihud(2002)에 제시된 방법에 따라 일 수익률의 절댓값을 일 거래대금으로 나누어 월 평균하여 매월 말 비유동성의 대용치로 사용한다. 종가(PRICE)는 매월 마지막 거래일의 종가를 나타낸다.

고유위험과 수익률의 횡단면 관계를 분석한 선행 연구는 분석대상을 유가증권 시장에 한정하고 있다(김태혁, 변영태, 2011; 변영태 외 2인, 2011; 윤상용 외 2인, 2011; 고봉찬, 김진우, 2014; 엄철준 외 4인, 2014; 장욱 외 2인, 2016). 이러한 연구들과의 비교 검증을 위하여 본 연구도 전체 시장을 유가증권시장에 한정 짓는다. 물론, 기존 연구들이 모두 동일한 횡단면 표본을 이용하는 것은 아니다. 예를 들어, 엄철준 외 4인(2014)의 경우 비금융, 12월 회계정산 기업만을 대상으로 분석하고 있고, 김태혁, 변영태(2011)는 상장폐지기업을 제외하였다. 선행연구에서 사용한 자료는 <표 1>에 정리하였다. 따라서 본 연구는 기본 표본을 기준으로 세부적인 조건을 유사하게 설정한 부표본에 대해 검증을 반복한다.

4. 한국 시장의 고유 변동성 이례 현상

매월의 고유변동성을 추정하는 구체적인 과정은 다음과 같다. 해당 월 말을 기준으로 과거 1개월, 3개월, 혹은 12개월 기간 동안의 일별 시계열 자료를 이용하여 회귀식 (1)을 각각 추정하고 잔차를 얻는다.

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i' X_t + \epsilon_{i,t}, \quad (1)$$

여기서, $r_{i,t}$ 는 기업 i 의 일 초과수익률이고, X_t 는 요인모형의 정의에 따른 주식수익률 결정 요인들의 시계열이다. 예를 들어, CAPM의 경우 MKT(KOSPI수익률-CD금리)이고, Fama-French 3요인 모형의 경우 SMB, HML이 추가된다.

3) FnGuide에서는 1995년 이전에 상장폐지 된 종목에 대해서는 주가자료를 제공하지 않는다. 따라서 1991년 8월부터 1994년 12월 사이에 상장폐지 된 33개의 종목은 전체표본에서 제외되었다. 1995년 이전에 상장폐지 된 기업명은 한국거래소 홈페이지(<http://www.krx.co.kr>)에서 확인할 수 있다. 선행연구 중 KisValue의 데이터를 사용한 경우도 있으나, 대부분 FnGuide에서 제공하는 자료를 이용하고 있으므로, 비교분석을 위해 본 연구에서도 FnGuide의 자료를 그대로 이용한다.

잔차의 일별시계열이 구해지면, 과거 N 일 잔차 시계열의 표준편차를 계산해 기업 i 의 m 월 고유위험의 대응치로 사용한다. 즉,

$$IVOL_{i,m} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{j=1}^N e_{i,t-j}^2} \quad (2)$$

시장모형이 CAPM일 경우 $IVOL^C$ 로, Fama-French 3요인 모형일 경우 $IVOL^F$ 로 표시한다. 고유변동성 추정의 안정성을 위해 과거 1개월, 3개월, 12개월의 추정기간에 대해 일별 관측치가 각각 15거래일, 50거래일, 120거래일 미만인 경우에는 해당 월의 해당기업 고유변동성을 결측치로 처리하였다.

<그림 1> 추정기간에 따른 고유변동성 시계열

아래 각 그래프는 1개월, 3개월, 12개월의 추정기간에 대해 매월 고유변동성 횡단면의 중간값을 나타내었다. 고유변동성은 Fama-French 3요인 모형에 대한 잔차를 이용해 과거 1개월, 3개월, 12개월의 일별 관측치로부터 추정되었다. 분석기간은 1992년 8월부터 2015년 12월까지이며, 해당기간 동안 유가증권시장에 상장된 주식을 대상으로 하였다.

위 <그림 1>은 각각 1, 3, 12개월의 추정기간에 따른 고유변동성의 횡단면 중간값 시계열을 보여준다. 시장모형은 Fama-French 3요인 모형을 사용하였다. 그래프에서 단기로 추정된 결과를 보면, 외환위기 이후 2000년 초까지 고유변동성은 상당히 증가하여 일 3.5%를 넘었고, 이후 다소 안정되었으나 2007~2008년 글로벌 금융위기를 겪으며 단기 고유변동성이 다시 3%이상 치솟았던 것을 확인할 수 있다. 반면, 장기로 측정할 경우 최근 금융위기 기간 동안의 고유변동성은 과거 외환위기에 비해 상대적으로 낮은 편이다.

<표 3>은 고유변동성 추정치의 기초통계량을 보고한다. 각 추정치들은 개별 기업의 평균 고유변동성의 횡단면에 대한 통계량이다. 추정기간에 따라 패널을 구분하였으며, 각 패널에는

시장모형에 따른 고유변동성을 차례로 보여주고 있다. 전체적으로 고유변동성의 크기를 보면, 추정기간에 관계없이 다요인 모형을 사용하여 추정한 고유변동성의 크기가 평균적으로 작다는 것을 알 수 있다. 또한 횡단면적으로 평균 고유변동성의 편차가 더 작다. 이것은 유가증권시장에서 다요인 모형(Fama-French 3요인 모형)이 단일요인 모형(CAPM)보다 기대수익률을 더 잘 설명하기 때문일 것이다(감형규, 1997; 김규영, 김영빈, 2001; 김석진, 김지영, 2000).

〈표 3〉 고유변동성 횡단면의 기초통계량

아래 표는 월별 기업고유변동성에 대한 기초통계량을 보고한다. 고유변동성은 일별자료 또는 월별자료로 추정한다. $IVOL^C$, $IVOL^F$ 각각 CAPM, Fama-French 3요인 모형을 시장모형으로 정의한 경우의 고유변동성을 나타낸다. 각 열의 통계량들은 개별 기업의 시계열 평균에 대하여 횡단면적으로 추정하였다. 단위는 퍼센트(%)이다. 분석기간은 1992년 8월부터 2015년 12월까지이며, 해당기간 동안 유가증권시장에 상장된 보통주를 분석대상으로 하였다.

	#Firm	Mean	Std	Med	Max	Min
Panel A: 고유변동성 추정 기간-과거 1개월						
$IVOL^C$	1,088	2.92	0.84	2.79	7.95	0.02
$IVOL^F$	1,088	2.77	0.79	2.64	7.76	0.02
Panel B: 고유변동성 추정 기간-과거 3개월						
$IVOL^C$	1,085	3.03	0.87	2.89	7.14	0.05
$IVOL^F$	1,085	2.89	0.82	2.74	6.82	0.05
Panel C: 고유변동성 추정 기간-과거 12개월						
$IVOL^C$	1,078	3.10	0.86	2.96	7.10	0.10
$IVOL^F$	1,078	2.96	0.81	2.83	6.80	0.09

〈그림 2〉는 12/0/1 전략을 통해 구성된 5분위 포트폴리오의 고유변동성 시계열을 보여준다. 최상위 고유변동성 포트폴리오는 고유변동성의 등락이 가장 심하고, IMF외환위기 이후 10% 이상 치솟은 모습을 보인다. 반면 최하위 고유변동성 포트폴리오는 비교적 변동이 작고, 최대 4%를 넘지 않는 모습이다. 전반적으로 과거 외환위기 때의 고유변동성 상승에 비하면, 최근 금융위기 기간의 고유변동성은 상대적으로 크지 않은 모습이다.

〈표 4〉는 과거 1개월의 일별 자료를 이용하여 Fama-French 3요인 모형으로 추정한 고유변동성을 기준으로 매월 재구성한 5분위 포트폴리오의 특성을 보여준다. RETURN은 각 포트폴리오 구성 후 1개월간의 초과수익률이고, $IVOL$ 은 각 포트폴리오의 포트폴리오 구성월의 고유변동성을, Mkt.Share는 시가총액 비중을, SIZE는 시가총액을, BM은 시장가치 대비 장부가치 비율을, ILLIQ는 Amihud(2002)방식으로 측정한 비유동성을, PRICE는 종가를 나타낸다. 포트폴리오 수익률은 시가총액을 통해 가치가중하였으며, 이외의 각 특성 변수 값은 모두 단순평균 하여 계산하였다. High-Low는 최상위(High) 포트폴리오를 매수하고, 최하위(Low) 포트폴리오를 매도하는 헤지 포트폴리오의 월 평균 수익률이다. 지연시차 12로 계산된 Newey and West(1987) 조정 t-통계량을 괄호 안에 표기 하였다.

〈그림 2〉 5분위 포트폴리오 평균 고유변동성 시계열

아래 각 그래프는 5분위 포트폴리오의 가중평균 고유변동성을 나타낸다. 고유변동성은 Fama-French 3요인 모형에 대한 잔차를 이용해 과거 12개월의 일별 관측치로 부터 추정되었다. 분석기간은 1992년 8월부터 2015년 12월까지이며, 해당기간 동안 유가증권시장에 상장된 보통주를 대상으로 하였다.

〈표 4〉 고유변동성과 포트폴리오 수익률 및 특성변수 기초통계량

아래 표는 과거 1개월의 일별 자료를 이용하여 Fama-French 3요인 모형으로 추정한 고유변동성을 기준으로 매월 재구성한 5분위 포트폴리오의 특성을 보고한다. RETURN은 각 포트폴리오 구성 후 1개월간의 초과수익률(%)이고, IVOL은 각 포트폴리오의 포트폴리오 구성 월의 고유변동성(%)을, Mkt.Share는 시가총액 비중을, SIZE는 시가총액(백억)을, BM은 시장가치 대비 장부가치 비율을, ILLIQ는 Amihud(2002)방식으로 측정한 비유동성(%/억원)을, PRICE는 종가(원)를 나타낸다. RETURN은 시가총액을 통해 가치가중 하였으며, 이외의 각 특성 변수 값은 모두 단순평균 하였다. 분석기간은 1992년 8월부터 2015년 12월까지이며, 해당기간 동안 유가증권시장에 상장된 모든 보통주를 분석대상으로 하였다.

	RETURN	IVOL	Mkt.Share	SIZE	BM	ILLIQ	PRICE
Low	0.45	1.32	0.35	134.02	2.19	14.92	33,506
2	0.63	1.95	0.25	94.45	1.92	11.21	33,599
3	0.48	2.45	0.20	74.78	3.00	20.02	32,747
4	0.36	3.15	0.14	52.37	2.12	43.09	27,187
High	-0.54	5.03	0.05	20.24	-0.36	205.68	16,147
High-Low	-1.00* (-1.76)						

결과를 보면, 한국시장에서의 고유변동성 이상 현상에 대해 몇 가지 흥미로운 사실을 발견할 수 있다. 먼저, 헤지 포트폴리오의 수익률은 월 평균 약 -1.00% 수준이고, 10%의 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 그러나 고유변동성 정렬 포트폴리오의 평균 수익률은 단조 감소하는 형태는 아니며, 2번 포트폴리오까지는 증가하다 5번(High) 포트폴리오에서 매우 낮은 수익률을 보임으로 인해 결과적으로 매수-매도 포트폴리오 수익률이 음이 되는 경향이 나타난다.

이러한 경향은 미국시장을 분석한 연구에서도 유사하게 나타난다(Ang et al., 2006; Bali and Cakici, 2008). 이 원인을 분석하기 위해 Bali and Cakici(2008)는 각 포트폴리오 시가총액 비중을 분석하여 5번 포트폴리오의 시장가치 비중이 현격히 작은 특성을 지적하였다. 미국시장에서 1번 포트폴리오의 시가총액 비중이 54%를 차지하며 5번 포트폴리오는 고작 2%만을 차지한다.

본 연구의 결과는, 국내시장에서도 매우 유사한 현상이 나타남을 보여준다. 1번 포트폴리오는 35%의 시가총액 비중을 차지하는 반면 5번 포트폴리오는 5%에 지나지 않는다. 따라서 H-L 포트폴리오 수익률의 유의성이 실상, 5번 포트폴리오에 속한 시가총액이 극단적으로 낮은 기업들이 공유하는 어떠한 특성에 기인하는 것일 수 있다.

최상위 고유위험 포트폴리오의 특성을 면밀히 살펴보기 위해, SIZE, BM, ILLIQ, PRICE의 값을 살펴보면 다음과 같은 특성을 알 수 있다. 첫째, 앞서 살펴본 바와 같이 매우 작은 시가총액 비중을 차지하고 있다. 약 5%의 비중을 차지하며, 이 포트폴리오의 시계열 평균 시가총액은 2,000억 정도이다. 최하위 포트폴리오의 시가총액 평균 1조 3,400억 원에 비하면 매우 작은 비중이다. 전반적으로 고유변동성이 높아질수록 포트폴리오의 시가총액은 단조 감소하고 있음을 볼 수 있다. 둘째, 시장가 대비 장부가는 단조 감소하는 경향을 보이지는 않으나, 최상위 고유변동성 포트폴리오의 시장가 대비 장부가 비율이 가장 낮음을 확인 할 수 있다. 셋째, Amihud(2002)의 방식으로 측정된 비유동성은 단조 증가 형태를 보이면서, 최상위 고유변동성 포트폴리오는 비유동성이 매우 크다는 사실을 보여준다. 끝으로, 최상위 포트폴리오의 평균 증가는 16,147원 으로서, 최하위 포트폴리오의 평균 증가 33,506원의 절반에 못 미치는 수준이며 다른 포트폴리오들이 큰 차이를 보이지 않는 것에 비춰볼 때 상당히 낮은 편이다.⁴⁾

이상의 결과를 종합하면, 본 연구가 벤치마크⁵⁾로 삼는 연구 설계 하에서 고유변동성 거래전략의 수익률은 음의 값으로 유의함을 보여준다. 그러나 이 수익률의 유의성은 최상위 포트폴리오의 수익률 감소에 크게 의존하고 있으며, 최상위 포트폴리오는 초소형주(microcap)이고, 높은 시장가 대비 장부가 비율을 가지며, 유동성이 낮고, 가격이 낮은 경향이 있다. 따라서 이러한 특성을 통제하는 다양한 강건성 검증을 해볼 필요성이 제기된다.

5. 실증 분석 결과

본 절에서는 <표 4>에 제시된 벤치마크 연구 설계를 토대로, 세부적으로 6가지 차원의 설계를 변화시키면서 강건성을 검토한다. 앞서 설명하였듯이, L/M/N 전략을 토대로 헤지 포트폴리오를 구성하여 연구 설계의 변화가 수익률의 크기와 유의성에 영향을 주는지 검증하는 것이다. 크게 나누어 제 5.1절에서는 연구 방법론에 따른 영향을 분석하고, 제 5.2절에서는 표본 선택에 따른 영향을 분석한다.

4) 이 증가는 수정주가가 아닌, 매 월 마지막 거래일의 실제 증가이다.

5) 앞서 설명하였듯, 벤치마크 연구 설계는 다음과 같다. (1) 과거 1개월 추정기간 (2) Fama-French 3요인 모형 이용 (3) 단순 정렬(특수한 분기점 없음) (4) 가치가중방식 (5) 1992년 8월~2015년 12월의 분석기간 (6) 수집가능한 모든 표본.

5.1 연구 방법론에 따른 영향

연구 방법론상의 차이는 크게 세 가지, i) 고유변동성의 추정방식, ii) 정렬 분기점의 선택, iii) 포트폴리오 가중방식으로 나누어 볼 수 있다. 이에 따라 순서대로 그 영향을 분석한다.

5.1.1 고유변동성 추정 방식

고유위험은 시장에서 직접 관찰할 수 없으므로 시장모형의 잔차로 고유변동성을 추정하여 고유위험의 대용치로 사용한다. 이때 고유변동성 추정 결과는 추정기간과 시장모형의 영향을 받게 된다.⁶⁾

추정기간이라 함은 L/M/N 전략에서 L에 해당하는 기간이다. 고유변동성 현상을 최초로 보고한 Ang et al.(2006)은 과거 1개월의 자료를 이용하여 고유변동성을 추정하였으나, Fu(2009)는 누적적으로 추정기간을 확장하여 추정하였다. <표 2>에 정리하였듯이, 선행연구는 Ang et al.(2006)의 방법에 따라 주로 과거 1개월의 수익률을 이용하여 고유변동성을 추정하고 있으나, 장지원(2016)은 3개월을, 고봉찬, 김진우(2014)는 12개월의 추정기간을 이용하고 있다. 이에 본 연구는 1개월, 3개월, 12개월의 추정기간을 이용한 결과를 비교한다.

시장모형이라 함은 회귀식 (1)에서 사용되는 수익률 결정 요인이다. 고유변동성은 시장모형의 잔차로 부터 추정되므로 고유변동성은 연구에 사용되는 시장모형에 따라 다르게 추정될 수 있으며, 이것이 실증 결과에 영향을 줄 가능성이 있을 것이다. <표 2>에서 정리한 대로, 선행 연구에서는 CAPM 혹은 Fama-French 3요인 모형을 이용하였다. 이에 따라 본 연구에서는 선행연구에서 사용된 두 가지 모형을 이용하여 시장모형이 강건성에 영향을 미치는지 살펴본다.

<표 5>는 고유변동성 추정에 사용된 시장모형에 따른 실증분석 결과를 보여준다. 왼쪽 패널은 시장모형을 CAPM으로 가정하였을 때의 결과이며, 오른쪽 패널은 Fama-French 3요인 모형으로 가정했을 때의 결과이다. 기본적으로 각 패널 A, B, C에는 과거 1개월, 3개월, 12개월의 고유변동성 추정기간에 따른 결과를 보고하고 있다.

전반적인 결과를 요약해보면 다음과 같다. 첫째, 시장모형과 추정기간에 관계없이 H-L 포트폴리오의 수익률은 음의 값을 가진다. 수익률의 절대적 크기는 1요인 모형인 CAPM에 비해 3요인 모형에서 다소 크게 나타나는 경향이 있다. 앞 서 <표 3>에서 알 수 있듯이, 다요인 모형을 사용할수록 잔차의 변동성은 평균적으로 줄어들고 있다. 즉, 고유변동성을 더욱 정교하게 추정할수록 고유변동성 포트폴리오의 수익성은 커짐을 시사한다.

둘째, H-L 포트폴리오 수익률의 유의성은 3개월 추정기간의 경우를 제외하면 시장모형의 정의에 따라 크게 영향을 받지 않는다. 추정기간이 3개월~12개월로 장기일 때는 CAPM, Fama-French 3요인 모형에서 모두 H-L 포트폴리오가 5%의 유의수준에서 유의한 음의 수익률을 보이고 있다. 다만, 1개월 추정기간의 경우, 어떠한 시장모형에 대해서도 5% 유의수준

6) Bali and Cakici(2008)는 월별자료를 이용하여 과거 60개월의 자료를 이용하였다. 따라서 회귀식 추정에 사용되는 자료의 주기의 영향도 고려해 볼 수 있을 것이다. 그러나 저자들이 분석해 본 바로는, 자료의 주기는 큰 영향을 미치지 않았으며, 중요한 것은 추정기간이었다. 또한 과거 12개월 이상의 자료를 이용할 경우, 큰 변화는 없었다.

이내에서 유의하지 않은 결과를 보인다. Fama-French 3요인 모형을 이용하여 고유변동성을 추정한 경우에 대해서 t-통계량이 조금 증가하기는 하나 여전히 5% 이내에서 유의하지 않다.

〈표 5〉 고유변동성 추정방법에 따른 고유위험 포트폴리오 수익률

아래 표는 매월 말의 고유변동성을 기준으로 단순 정렬하여 구성된 포트폴리오의 1개월간의 평균수익률을 보고한다. 패널 A, B, C는 각각 과거 1개월, 3개월, 12개월의 자료를 이용한 결과를 나타낸다. 왼쪽 패널은 CAPM을 시장모형으로 정의한 고유변동성에 의한 결과이며, 오른쪽 패널은 Fama-French 3요인 모형을 시장모형으로 정의한 결과를 나타낸다. 각 포트폴리오 평균초과수익률(%)은 시가총액으로 가치가중하였다. 시가총액 비중은 전체에 대한 각 포트폴리오의 시가총액 비중을 나타낸다. High-Low는 최상위(High) 포트폴리오를 매수하고, 최하위(Low) 포트폴리오를 매도하는 헤지 포트폴리오의 월 평균 수익률이다. 괄호 안의 값은 지연치차 12로 계산된 Newey and West(1987) 조정 t-통계량이다. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 분석기간은 1992년 8월부터 2015년 12월까지이며, 해당기간 동안 유가증권시장에 상장된 모든 보통주를 분석대상으로 하였다. 포트폴리오는 매월 재구성된다.

	CAPM		Fama-French 3요인	
	평균초과수익률	시가총액 비중	평균초과수익률	시가총액 비중
Panel A: 고유변동성 추정 기간-1개월				
Low	0.38	0.35	0.45	0.35
2	0.52	0.26	0.63	0.25
3	0.54	0.20	0.48	0.20
4	0.33	0.14	0.36	0.14
High	-0.48	0.05	-0.54	0.05
High-Low	-0.86		-1.00*	
	(-1.51)		(-1.76)	
Panel B: 고유변동성 추정 기간-3개월				
Low	0.55	0.43	0.46	0.42
2	0.37	0.25	0.64	0.26
3	0.62	0.18	0.55	0.18
4	0.34	0.10	0.53	0.11
High	-1.15	0.04	-1.32	0.04
High-Low	-1.70**		-1.79***	
	(-2.55)		(-2.64)	
Panel C: 고유변동성 추정 기간-12개월				
Low	0.52	0.52	0.51	0.51
2	0.49	0.23	0.57	0.22
3	0.89	0.15	0.75	0.15
4	0.09	0.08	0.22	0.08
High	-1.15	0.03	-1.05	0.03
High-Low	-1.68***		-1.56***	
	(-2.75)		(-2.68)	

이러한 결과로부터, 국내시장을 대상으로 분석한 선행연구의 결론이 차이나는 중요한 이유 중 하나는 추정기간의 차이인 것으로 추론할 수 있다. 과거 1개월 자료를 이용한 추정법은 고유변동성 현상을 가장 먼저 보고한 Ang et al.(2006)의 추정 방식인데, 고유변동성과 기대 수익률의 횡단면 관계가 유의하지 않음을 보고한 김태혁, 변영태(2011)와 윤상용 외 2인(2011)은 바로 이 방식을 채택하여 분석하고 있다. 한편, 고유변동성과 기대수익률의 관계가 유의함을 보고한 연구의 경우 비교적 장기간의 자료를 통해 추정하고 있다. 예를 들어, 고봉찬, 김진우(2014)는 과거 12개월의 일별자료 혹은 60개월의 월별자료를 이용하였고, 장지원(2016)은 과거 3개월의 자료를 통해 추정하여 유의한 관계를 보고하였다.⁷⁾

이상의 변동성 추정방식에 대한 강건성 검증 결과를 바탕으로, 이후 분석은 다음과 같이 진행한다. 강건성에 큰 영향을 주지 않는 것으로 보이는 시장모형은 Fama-French 3요인 모형으로 한다. 그러나 변동성 추정기간의 설계는 상대적으로 결과에 영향을 크게 주는 것으로 보이므로 1개월, 3개월, 12개월에 대한 결과를 모두 분석하여 보고한다.

5.1.2 정렬 분기점

우리는 앞서 극단적으로 시가총액이 작은 기업이 5분 포트폴리오에 집중되고, 이 포트폴리오에서 발생하는 강한 음의 수익률이 전체적으로 H-L 포트폴리오 수익률을 음으로 만든다는 사실을 지적하였다. 따라서 본 절에서는 이러한 사실이 강건성에 영향을 주는지 살펴보기 위해, 동일 시가총액 비중 분기점을 이용하여 포트폴리오를 분류해본다. 본 연구에서는 5분위 포트폴리오를 사용하므로 각 포트폴리오의 시가총액 비중이 20%씩 되도록 포트폴리오를 구성한다.

<표 6>의 왼쪽 패널은 대부분의 연구에서 그러하듯 전월 고유변동성의 크기 기준으로 단순 정렬하여 5분위 포트폴리오를 구성한 방식의 결과(KSE 분기점)이다. 반면 오른쪽 패널에는 동일 시가총액 비중 분기점을 사용하여 포트폴리오를 구성한 후, 각 포트폴리오의 가치가중 초과수익률을 표시하였다.

결과를 살펴보면, 동일 시가총액 비중 분기점을 이용한 경우, 고유변동성 추정기간에 관계없이 모든 유의성이 사라짐을 알 수 있다. 1개월 추정기간에 대해서는 동일 시가총액 비중 분기점을 이용한 경우 H-L 포트폴리오 수익률은 통계적으로 유의하지 않은 양의 값을 보여주고, 3개월~12개월의 장기간 추정의 경우 음의 수익률이 통계적 유의성을 잃게 된다. 지면관계상 보고하지 않았으나 동일 시가총액 비중 분기점을 사용할 경우 다른 어떤 연구 설계(변동성 추정방식, 가중방식, 분석 기간, 부표본 검증 등)를 변화시켜도 1% 수준의 유의한 결과를 찾기 힘들었다.

동일 시가총액 비중 분기점을 이용한 경우에도, KSE 분기점의 경우와 마찬가지로 고유변동성이 증가할수록 포트폴리오의 초과수익률이 증가하다 감소하는 V-shape을 보이나, 5분

7) 표본기간의 선택은 연구결과에 큰 영향을 미친다. 변영태 외 2인(2011)은 과거 1개월 자료를 이용해 고유변동성을 추정했음에도 불구하고 유의한 결과를 보고하고 있다. 우리는 이 연구들과 동일한 기간(변영태 외 2인, 1999. 1~2008. 12)에 대해 재분석을 해본 결과 해당 기간에서는 1개월 추정기간에 대해서도 유의성을 확인할 수 있었다. 표본기간의 선택에 의한 영향은 논문의 후반에 다시 논한다. 1개월 추정기간을 이용한 엄철준 외 4인(2014) 역시 유의성을 보여주는데, 이것은 10분위 포트폴리오를 구성했기 때문이다.

포트폴리오의 수익률 급락 현상이 나타나지 않는다. 특히 5번 포트폴리오의 수익률이 더 이상 음의 값이 아니다. 그로 인해 H-L 포트폴리오의 수익률의 절대적 크기가 작아질 뿐만 아니라 통계적 유의성도 사라지게 되는 것이다. 즉, 시가총액 비중을 균형있게 조정하여, 높은 고유

〈표 6〉 포트폴리오 분기점에 따른 차이 검증

아래 표는 매월 말의 고유변동성을 기준으로 구성된 포트폴리오의 1개월간의 평균수익률을 보고한다. 고유변동성 추정에는 Fama-French 3요인 모형을 사용한다. 패널 A, B, C는 각각 과거 1개월, 3개월, 12개월의 자료를 이용한 결과를 나타낸다. 왼쪽 패널은 고유변동성 크기를 기준으로 단순 정렬하여 포트폴리오를 구성한 방식의 결과이며, 오른쪽 패널은 각 포트폴리오의 시가총액 비중이 동일하도록 포트폴리오를 구성한 결과를 나타낸다. 포트폴리오 평균초과수익률(%)은 시가총액으로 가치가증하였다. 시가총액 비중은 전체에 대한 각 포트폴리오의 시가총액 비중을 나타낸다. High-Low는 최상위(High) 포트폴리오를 매수하고, 최하위(Low) 포트폴리오를 매도하는 헤지 포트폴리오의 월 평균 수익률이다. 괄호 안의 값은 지연시차 12로 계산된 Newey and West(1987) 조정 t-통계량이다. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 분석기간은 1992년 8월부터 2015년 12월까지이며, 해당기간 동안 유가증권시장에 상장된 모든 보통주를 분석대상으로 하였다. 포트폴리오는 매월 재구성된다.

	KSE 분기점		동일시가총액 비중 분기점	
	평균초과수익률	시가총액 비중	평균초과수익률	시가총액 비중
Panel A: 고유변동성 추정 기간-1개월				
Low	0.45	0.35	0.33	0.20
2	0.63	0.25	0.39	0.20
3	0.48	0.20	0.68	0.20
4	0.36	0.14	0.50	0.20
High	-0.54	0.05	0.35	0.20
High-Low	-1.00*		0.02	
	(-1.76)		(0.04)	
Panel B: 고유변동성 추정 기간-3개월				
Low	0.46	0.42	0.72	0.20
2	0.64	0.26	0.46	0.20
3	0.55	0.18	0.41	0.20
4	0.53	0.11	0.64	0.20
High	-1.32	0.04	0.09	0.20
High-Low	-1.79***		-0.63	
	(-2.64)		(-0.95)	
Panel C: 고유변동성 추정 기간-12개월				
Low	0.51	0.51	0.51	0.21
2	0.57	0.22	0.56	0.19
3	0.75	0.15	0.45	0.20
4	0.22	0.08	0.55	0.20
High	-1.05	0.03	0.20	0.20
High-Low	-1.56***		-0.31	
	(-2.68)		(-0.56)	

변동성과 낮은 초과수익률을 보이는 초소형주의 영향을 완화하면 유의한 음의 횡단면적 관계를 확인할 수 없다.

이상의 결과로부터, 고유변동성 포트폴리오의 경계를 결정하는 분기점에 대해 고유변동성 이상 현상은 강건하지 않음을 알 수 있다. 특히, 선행 연구의 유의한 비정상 음의 수익률은 초소형 주식이 공유하는 어떠한 특성에 기인한 것이라 할 수 있다.

5.1.3 포트폴리오 수익률 가중방식

고유변동성 이상 현상 검증의 주요 분석 대상인 정렬 후 포트폴리오 수익률(post-ranking portfolio return)은 가중방식에 의해 영향을 받을 수 있다(Bali and Cakici, 2008; Hou et al., 2017). 최초로 고유변동성 현상을 소개한 Ang et al.(2006)은 가치가중방식으로 분석하였고, Bali and Cakici(2008)는 가중방식에 따라 결과가 달라질 수 있음을 지적하였다.

국내 선행연구에서는 동일가중 및 가치 가중 방식을 통해 결과를 보고하고 있다. 김태혁, 변영태(2011), 변영태 외 2인(2011), 장욱 외 2인(2016)은 동일가중방식에서 유의한 음의 고유변동성 현상을 보고하였고, 고봉찬, 김진우(2014)는 가치 가중방식만 보고하고 있으나 동일가중방식의 결과도 유사하게 유의하다고 주장하였다. 엄철준 외 4인(2014)과 장지원(2016)은 가치 가중 및 동일가중방식을 모두 보고 하고 있고, 모든 결과에서 유의성을 보고한 바 있다.

김태혁, 변영태(2011)는 가치 가중방식을 사용하는 경우에 고유변동성이 상대적으로 낮은 대규모 기업의 수익률이 지나치게 반영되어 주식시장 대부분을 차지하는 소규모기업의 영향이 축소되는 문제가 있어 동일가중방식이 더 적절하다고 주장하였다. 그러나 Ang et al.(2006)과 이상빈, 서정훈(2007)은 소규모주식이나 비유동주식의 영향을 적게 받는 가치 가중방식이 더 적절하다고 주장한다. 특히, Hou et al.(2017)은 기존에 보고된 여러 종류의 이상 수익률의 유의성은 소형주에서 강하게 나타나며 동일가중방식을 사용할 경우 이 효과를 과대평가하므로 가치 가중방식이 적절하다고 주장하였다. 또한, Bali and Cakici(2008)는 가치 가중방식도 기업규모에 의한 영향을 충분히 제거하지 못하기 때문에 고유변동성의 크기에 역으로 가중치를 부여하는 역 고유위험 가중방식(inverse volatility-weighted scheme)을 추가로 고려하였다.

본 연구에서는 기존 연구에서 고려한 가치 가중 방식, 동일가중 방식, 역 고유위험 가중방식 등, 세 가지 가중방식을 모두 사용하여 포트폴리오 수익률 가중방식이 국내시장의 고유변동성 현상에 영향을 주는지 검증하였다. <표 7>은 그 결과를 보여준다. 단, 가치 가중방식의 결과는 앞선 분석의 결과와 동일하나 비교를 위해 재보고 하고 있다.

결과를 살펴보면, 동일가중방식을 사용할 경우 전반적으로 고유변동성 포트폴리오들의 초과수익률이 상승하는 것을 볼 수 있다. 이는 각 고유변동성 포트폴리오 내에서 소규모주식의 수익률이 높기 때문으로 짐작할 수 있다. 일반적으로 소규모 주식은 수익률이 높은 특성을 보이는 것으로 알려져 있다(Banz, 1981; Fama and French, 1993; Fama and MacBeth, 1973; Keim, 1983; Reinganum, 1981; 김규영, 김영빈, 2001; 김동철, 2004; 김석진, 김지영, 2000; 엄철준, 2012; 지청, 1987). 동일가중 방식을 사용하게 되면, 각 고유변동성 포트폴리오 내에서 수익률이 높은 소규모 주식들에 가중치가 (가치 가중방식에 비해) 상대적으로 크게 부여됨으로써, 모든 고유변동성 포트폴리오의 평균 수익률이 높아지게 된다.

〈표 7〉 포트폴리오 수익률 가중 방식에 따른 차이 검증

아래 표는 매월 말의 고유변동성을 기준으로 단순 정렬하여 구성된 포트폴리오의 1개월간의 평균수익률을 보고한다. 고유변동성 추정에는 Fama-French 3요인 모형을 사용한다. 패널 A, B, C는 각각 과거 1개월, 3개월, 12개월의 자료를 이용한 결과를 나타낸다. 왼쪽 패널의 평균초과수익률(%)은 시가총액 가중방식으로, 가운데 패널은 동일가중 방식으로, 오른쪽 패널은 역 고유위험 가중방식으로 계산되었다. 역 고유위험 가중치를 계산할 때, 상위 1%와 99%의 고유위험 값에 대해 원자라이징하였다. 시가총액 비중은 전체에 대한 각 포트폴리오의 시가총액 비중을 나타낸다. High-Low는 최상위(High) 포트폴리오를 매수하고, 최하위(Low) 포트폴리오를 매도하는 헤지 포트폴리오의 월 평균 수익률이다. 괄호 안의 값은 지연시차 12로 계산된 Newey and West(1987) 조정 t-통계량이다. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 분석기간은 1992년 8월부터 2015년 12월까지이며, 해당기간 동안 유가증권 시장에 상장된 모든 보통주를 분석대상으로 하였다. 포트폴리오는 매월 재구성된다.

	가치가중방식		동일가중방식		역 고유위험 가중방식	
	평균 초과수익률	시가총액 비중	평균 초과수익률	시가총액 비중	평균 초과수익률	시가총액 비중
Panel A: 고유변동성 추정 기간-1개월						
Low	0.45	0.35	1.05	0.35	0.03	0.35
2	0.63	0.25	1.43	0.25	1.43	0.25
3	0.48	0.20	1.28	0.20	1.27	0.20
4	0.36	0.14	1.26	0.14	1.26	0.14
High	-0.54	0.05	0.23	0.05	0.44	0.05
High-Low	-1.00*		-0.83*		0.41	
	(-1.76)		(-1.69)		(0.59)	
Panel B: 고유변동성 추정 기간-3개월						
Low	0.46	0.42	0.99	0.42	0.75	0.42
2	0.64	0.26	1.23	0.26	1.24	0.26
3	0.55	0.18	1.32	0.18	1.32	0.18
4	0.53	0.11	1.35	0.11	1.35	0.11
High	-1.32	0.04	0.33	0.04	0.53	0.04
High-Low	-1.79***		-0.66		-0.23	
	(-2.64)		(-1.26)		(-0.24)	
Panel C: 고유변동성 추정 기간-12개월						
Low	0.51	0.51	0.91	0.51	0.89	0.51
2	0.57	0.22	1.06	0.22	1.06	0.22
3	0.75	0.15	1.28	0.15	1.27	0.15
4	0.22	0.08	1.49	0.08	1.49	0.08
High	-1.05	0.03	0.49	0.03	0.63	0.03
High-Low	-1.56***		-0.42		-0.27	
	(-2.68)		(-0.75)		(-0.49)	

이렇게 동일가중방식을 사용함으로써 인해 모든 포트폴리오의 수익률이 상승하지만, 특히 최상위 포트폴리오의 상승이 눈에 띈다. 최상위 고유변동성 포트폴리오의 수익률 상승이 가장 두드러지는 것은 동일가중방식에 의해 소규모 주식의 높은 수익률이 과대평가되는 효과가 가장 크기 때문일

것이다. 표에서 볼 수 있듯, 최상위 포트폴리오에 속한 주식들의 시장가치 비중은 고작 3~5%에 지나지 않는다. 따라서 초소형 주식들이 최상위 포트폴리오에 속해있어 동일가중방식에 의한 소규모 주식 과대평가 효과가 두드러지고, 포트폴리오 수익률 변화가 더욱 심할 것이다.

결과적으로, 최상위 포트폴리오의 수익률 상승이 두드러져 최상위와 최하위의 매수-매도 헤지 포트폴리오의 수익률은 음의 방향을 유지하나, 절대적 크기는 줄어들고, 통계적 유의성은 낮아지게 된다. 따라서 연구 방법론상에서 3단계에 해당하는 포트폴리오 수익률 측정방식은 고유변동성 이상 현상 실증 결과에 매우 큰 영향을 미침을 알 수 있다.⁸⁾

<표 7>의 제일 오른쪽은 Bali and Cakici(2008)가 제시한 역 고유위험 가중방식에 의한 결과를 보여준다. 이때, 유동성이 낮아 거래가 잘 일어나지 않는 주식은 고유위험이 0에 가깝게 측정되어 역수가 지나치게 과대평가되는 현상이 발생한다. 이를 보완하기 위해, 상위 1%와 99%의 고유위험 값에 대해 윈저라이징하여 가중치를 두었다. 앞서 보았듯이 고유변동성이 높은 주식은 주로 시장가치가 작고, 유동성이 낮으며, 주당 가격이 낮은 주식들이다. 따라서 역 고유변동성 가중치를 사용한다는 것은 이러한 주식들에 작은 가중치를 부여한다는 의미가 된다.

전체적으로 정성적인 결과는 동일가중 방식을 사용할 때와 유사하다. 모든 포트폴리오의 수익률이 상승하며, 최상위 포트폴리오의 상승이 특히 두드러져 헤지 포트폴리오의 수익성이 낮아지며 유의성이 사라지는 결과를 보여준다. 예외적으로 1개월 추정기간의 경우, 최하위 포트폴리오의 수익률이 높지 않아 H-L 포트폴리오 수익률이 통계적으로 유의하지 않은 양의 값을 가진다.

주목할 만 한 점은 동일가중방식과 비교하면 최상위 포트폴리오 수익률의 상승이 더욱 크다는 점이다. 고유위험과 수익률이 음의 관계를 가진다면, 역 고유위험 가중방식을 사용할 경우 각 포트폴리오 내에서 낮은 고유위험으로 인해 수익률이 높은 주식들에 높은 가중치가 부여될 것이다. 그런데, 동일가중방식보다 그 상승이 더욱 크다는 것은 고유위험과 주식수익률 간의 음의 관계가, 기업 규모와 수익률 간의 음의 관계보다 더 강하다는 의미가 될 것이다. 따라서 최상위 고유위험 포트폴리오에 속한 주식의 초소형 주식임에도 불구하고 헤지 포트폴리오가 음의 수익률을 보이는 현상은 소규모 주식들이 공유하는 또 다른 공통된 특성으로 설명해야 할 것이다.

8) 일반적으로 이상 현상은 소규모 주식에서 두드러지고, 따라서 동일가중 방식에서 주로 나타나며 가치 가중방식에서는 유의성이 약한 것으로 알려져 있으나(Hou et al., 2017), 본 연구는 가치 가중 방식에서 더욱 유의한 결과를 보인다. 그러나 미국시장에서 고유변동성 현상을 분석한 Bali and Cakici(2008) 역시 우리와 유사하게 가치 가중 방식에서 더 유의한 결과를 보여준다. 이와 달리, 한국시장의 고유변동성 현상을 살펴본 장지원(2016)은 동일가중 방식과 가치 가중 방식에서 모두 유의한 음의 수익률을 보여주며, 동일가중 방식에서의 유의성이 더 높다. 이러한 차이는 분석 기간의 영향인 것으로 보인다. 장지원(2016)은 비교적 짧은 기간인 1999~2015년을 분석한 반면, 우리는 1992~2015년의 기간을 분석하고 있다. 비교를 위해 본 연구는 동일한 기간에 대해 재분석을 하였으며, 정성적으로나 정량적으로나 장지원(2016)과 유사한 결과를 얻었다. 즉, 가중방식에 의한 통계적 유의성은 분석 기간의 영향을 크게 받는다는 것을 알 수 있다. 분석 기간에 대한 강건성 분석은 논문의 후반부에서 더욱 자세히 논한다.

이상의 결과를 종합하면, 한국시장에서 고유변동성 현상은 가중방식에 대해 강건하지 않음을 알 수 있다. 특히, 역 고유위험 가중방식을 사용할 경우 고유변동성 추정 기간에 관계없이 유의성이 모두 사라졌다. 따라서 소형주가 공유하는 어떤 특성이 과소/과대평가됨에 따라 실증 결과는 크게 영향을 받는 것으로 보인다.

5.2 표본 선택에 따른 영향

본 절에서는 표본의 차이가 고유변동성 현상의 결과에 얼마나 영향을 가져오는지 검증한다. 첫째는 시계열적인 부표본으로서, 분석기간을 나누어 선행연구와 비교 분석한다. 둘째는 횡단면적인 부표본으로서, 소규모, 저가주, 비유동 주식을 제외하거나 상장폐지 종목을 제외하여 그 영향을 알아본다.

5.2.1 표본 기간

국내 선행연구는 고유위험과 기대수익률의 관계는 분석 기간에 따라 달라질 수 있음을 시사한다. 엄철준 외 4인(2014)은 고유위험과 기대수익률의 음(-)의 관계가 특정 시기 즉, 시장 하락기에 나타나며 시장 상승기에는 나타나지 않는다고 주장하였으며, 고봉찬, 김진우(2014)의 연구에서는 음(-)의 횡단면 관계는 2000년 이후의 기간에서만 유의한 것으로 나타났다. 이에 본 연구는 분석 기간을 전체기간(1991년 8월~2015년 12월), 전반기(1991년 8월~1999년 12월), 후반기(2000년 1월~2015년 12월)로 구분하여 분석 기간에 따라 실증분석 결과에 차이가 있는지 검증하였다.

<표 8>은 전반기와 후반기에 대한 고유변동성 포트폴리오 초과수익률을 보여준다. 비교를 위해 전체기간에 관한 결과도 재보고 한다. 기간에 따른 부표본 분석의 주요 발견점은 다음과 같다. 첫째, 표본 기간에 관계없이 고유변동성 포트폴리오의 수익률은 고유변동성 크기에 따라 대체로 감소하며, 매수-매도 헤지 포트폴리오의 수익률은 음의 수익률을 보인다. 단, 수익률의 절대적 크기는 후반기보다 전반기에 더 크게 나타났다. 예를 들어 12개월의 고유변동성 추정 기간을 사용한 경우, 전반기에는 월 평균 -1.75%의 수익률을 보이고, 후반기는 이보다 낮은 -1.47%의 수익률을 보여준다. 전체기간은 이 두 값의 사이인 -1.56%이다. 전반기에 수익률 스프레드가 더욱 벌어진 원인은 최하위 고유변동성 포트폴리오의 수익률이 후반기보다 더 높기 때문이다.

둘째, 전체기간에 대한 고유변동성 이상 현상의 유의성은 후반기에 의한 결과임을 알 수 있다. 최상위와 최하위 포트폴리오의 수익률 스프레드는 전반기가 더욱 큼에도 불구하고, 유의성은 후반기에만 존재한다. 1개월 추정 기간에는 두 기간 모두 유의하지 않았고, 3개월 추정 기간의 경우 후반기에만 5% 수준에서 유의하다. 12개월 추정 기간에서는 전반기에 유의성이 없으며 후반기에는 헤지 포트폴리오 수익률이 1% 수준의 유의성을 보인다. 이것은 2000년 이후에만 유의성이 있음을 보고한 고봉찬, 김진우(2014)의 연구와 일치하는 결과이다.

이상의 분석에서 분석 기간은 고유변동성 현상의 수익률 크기 및 유의성에 크게 영향을 준다는 사실을 알 수 있다. 그뿐만 아니라, 지면 관계상 표에 보고하지 않으나 선행 연구의 표본 기간과 동일하게 복제 분석한 결과에서도 표본 기간의 선택은 매우 큰 영향을 미침을 발견하였다.

<표 8> 분석기간에 따른 차이 검증

아래 표는 매월 말의 고유변동성을 기준으로 단순 정렬하여 구성된 포트폴리오의 1개월간의 평균수익률을 보고한다. 고유변동성 추정에는 Fama-French 3요인 모형을 사용한다. 패널 A, B, C는 각각 과거 1개월, 3개월, 12개월의 자료를 이용한 결과를 나타낸다. 왼쪽 패널은 전체기간(1992. 8~2015. 12), 가운데 패널은 전반기(1992. 8~1999. 12), 오른쪽 패널은 후반기(2000. 1~2015. 12)의 결과를 나타낸다. 각 포트폴리오 평균초과수익률(%)은 시가총액으로 가치가중하였다. 시가총액 비중은 전체에 대한 각 포트폴리오의 시가총액 비중을 나타낸다. High-Low는 최상위(High) 포트폴리오를 매수하고, 최하위(Low) 포트폴리오를 매도하는 헤지 포트폴리오의 월 평균 수익률이다. 괄호 안의 값은 지연시차 12로 계산된 Newey and West(1987) 조정 t-통계량이다. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 분석기간은 1992년 8월부터 2015년 12월까지이며, 해당기간 동안 유가증권시장에 상장된 모든 보통주를 분석대상으로 하였다. 포트폴리오는 매월 재구성된다.

	전체기간(1992. 8~2015. 12)		전반기(1992. 8~1999. 12)		후반기(2000. 1~2015. 12)	
	평균 초과수익률	시가총액 비중	평균 초과수익률	시가총액 비중	평균 초과수익률	시가총액 비중
Panel A: 고유변동성 추정 기간-1개월						
Low	0.45	0.35	0.99	0.50	0.21	0.34
2	0.63	0.25	0.80	0.21	0.55	0.26
3	0.48	0.20	-0.37	0.15	0.87	0.20
4	0.36	0.14	-0.45	0.10	0.73	0.14
High	-0.54	0.05	-1.06	0.06	-0.30	0.05
High-Low	-1.00*		-2.05		-0.51	
	(-1.76)		(-1.54)		(-0.94)	
Panel B: 고유변동성 추정 기간-3개월						
Low	0.46	0.42	1.07	0.56	0.18	0.41
2	0.64	0.26	0.60	0.19	0.66	0.26
3	0.55	0.18	-0.23	0.12	0.91	0.18
4	0.53	0.11	-0.29	0.08	0.90	0.11
High	-1.32	0.04	-1.78	0.04	-1.11	0.04
High-Low	-1.79***		-2.85*		-1.29**	
	(-2.64)		(-1.72)		(-2.21)	
Panel C: 고유변동성 추정 기간-12개월						
Low	0.51	0.51	1.09	0.62	0.24	0.50
2	0.57	0.22	-0.11	0.16	0.88	0.23
3	0.75	0.15	0.06	0.10	1.06	0.16
4	0.22	0.08	-0.53	0.07	0.57	0.08
High	-1.05	0.03	-0.67	0.04	-1.23	0.03
High-Low	-1.56***		-1.75		-1.47***	
	(-2.68)		(-1.17)		(-2.81)	

5.2.2 표본 구성

마지막 검증으로써, 횡단면적인 부표본에 대해 고유변동성 이상 현상을 조사한다. 부표본에 대한 검증은 크게 두 가지 기준으로 부표본을 구성하여 각 부표본의 구성이 강건성에 영향을 주는지를 분석한다.

첫 번째 부표본은 저가주, 소규모 주식, 비유동성 주식을 제외한 표본으로 구성한다.⁹⁾ 이러한 부표본을 선정한 이유는, 시가총액, 유동성, 종가 등의 주식의 고유 특성을 기준으로 스크리닝한 부표본에 대해 검증한 선행연구들이 각기 다른 결론을 도출하고 있기 때문이다. 시장 단위에서 고유변동성과 수익률의 시계열적 관계를 분석한 Goyal and Santa-Clara(2003)는 동일가중 변동성과 가치가중수익률 간에는 양(+)의 관계가 있다고 주장하였으나, Bali et al.(2005)은 이러한 현상은 나스닥의 소규모주식의 비유동성에서 기인한 것이며, 소규모주식, 비유동성주식, 저가주를 제외하고 구성한 표본에서는 분석기간에 관계없이 유의한 관계가 사라진다고 주장했다. 고유변동성의 횡단면을 분석한 연구에서, Ang et al.(2006, 2009)은 고유변동성과 기대수익률 사이에 음(-)의 관계를 보고하였으나, Bali and Cakici(2008)는 소규모, 비유동, 저가 주식들을 제외한 부표본에서 유의성이 사라진다고 주장하였다. 그러나 고봉찬, 김진우(2014)는 유가증권 시장을 대상으로 한 분석에서 한국시장에서는 저가주, 비유동성 주식을 제외한 표본에서도 유의한 음(-)의 관계가 유지된다고 주장하였다.

앞서 <표 4>의 분석에서 지적한 바 있듯이, 헤지 포트폴리오 수익률의 유의성은 최상위 포트폴리오의 수익률이 심하게 감소함으로써 발생하는 경향이 있으며, 최상위 포트폴리오는 초소형이고, 높은 시장가 대비 장부가 비율을 가지며, 유동성이 낮고, 가격이 낮은 경향이 있다. 이러한 사실로부터, 소규모주식, 비유동성 주식, 저가 주식이 최상위 고유변동성 포트폴리오에 큰 영향을 주어 고유변동성 이상 수익률에 영향을 주었을 가능성이 있다. 따라서 소규모 주식, 저가주식, 비유동성 주식을 제외한 부표본을 구성하여, 표본선정이 실증분석 결과에 영향을 주는지 분석한다.

<표 9>의 왼쪽 패널은 비교를 위해 전체 표본에 대한 결과를 다시 표시한 것이며, 소규모, 비유동, 저가주를 제외한 부표본에 대한 결과는 가운데 패널에 나타나 있다. 기본적으로 유의성이 약했던 1개월 추정 기간에 대한 결과에서, 스크리닝 된 부표본의 헤지 포트폴리오 수익성은 낮아지고 유의성은 사라진다. 그러나 여전히 최상위 포트폴리오의 시가총액 비중은 현저히 낮으며 급격한 수익률 감소 현상으로 인해 음의 수익률을 유지한다.

1~5% 수준에서 비교적 강하게 유의한 수익률을 보였던 3개월 혹은 12개월 추정 기간에 대해서는 부표본에 대해서도 여전히 유의한 수익률을 보인다. 이 결과는 유사한 부표본에 대해 유의성을 보고한 고봉찬, 김진우(2014)의 결과와 일치한다. 이 결과를 토대로 고봉찬, 김진우(2014)는 고유변동성 현상의 강건성을 주장했으나, 우리는 다음과 같은 이유에서 강건함의 증거로 사용될 수 없음을 지적한다. 3개월 혹은 12개월 추정기간의 헤지 포트폴리오 수익률과 t-통계량은 부표본에 대해 감소하고 있다. 다시 말해, 소형주, 비유동주, 저가주를 제외하면 고유변동성 이상 현상이 다소 약화 된다는 것이며, 이러한 특성의 주식들이 고유변동성 현상에

9) 소규모 주식, 비유동성 주식, 저가 주식을 제외한 표본을 구성하는 방법은 Bali and Cakici(2008)의 방법과 유사하다. 여기에서 소규모주식은 매월 말 시가총액이 하위 10%에 해당하는 주식으로 정의한다. 비유동성 주식은 Amihud(2002)의 방법을 따라 일별 수익률의 절댓값을 거래금액으로 나눈 비율의 월 평균값으로 계산한 비유동성 지표가 매월 말 상위 10%에 해당하는 주식으로 정의한다. 저가주식은 매월 말 종가 1,000원 이하인 주식으로 정의한다.

〈표 9〉 표본구성에 따른 차이 검증

아래 표는 매월 말의 고유변동성을 기준으로 단순 정렬하여 구성된 포트폴리오의 1개월간의 평균수익률을 보고한다. 고유변동성 추정에는 Fama-French 3요인 모형을 사용한다. 패널 A, B, C는 각각 과거 1개월, 3개월, 12개월의 자료를 이용한 결과를 나타낸다. 왼쪽 패널은 전체 표본에 대한 결과를, 가운데 패널은 저가주(1,000원 미만), 소규모 주식(매월 말 시가총액 하위 10%), 비유동성 주식(비유동성 지표 매월 말 상위 10%)을 제외한 부표본에 대한 결과를, 오른쪽 패널은 상장폐지 종목을 제외한 부표본에 대한 결과를 나타낸다. 각 포트폴리오 평균초과수익률(%)은 시가총액으로 가치가중하였다. 시가총액 비중은 전체에 대한 각 포트폴리오의 시가총액 비중을 나타낸다. High-Low는 최상위(High) 포트폴리오를 매수하고, 최하위(Low) 포트폴리오를 매도하는 헤지 포트폴리오의 월 평균 수익률이다. 괄호 안의 값은 지연시차 12로 계산된 Newey and West(1987) 조정 t-통계량이다. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 분석기간은 1992년 8월부터 2015년 12월까지이며, 해당기간 동안 유가증권시장에 상장된 모든 보통주를 분석대상으로 하였다. 포트폴리오는 매 월 재구성된다.

	전체 표본		스크리닝 표본		상장폐지 제외 표본	
	평균 초과수익률	시가총액 비중	평균 초과수익률	시가총액 비중	평균 초과수익률	시가총액 비중
Panel A: 고유변동성 추정 기간-1개월						
Low	0.45	0.35	0.40	0.36	0.55	0.35
2	0.63	0.25	0.60	0.24	0.96	0.25
3	0.48	0.20	0.37	0.19	0.70	0.20
4	0.36	0.14	0.66	0.14	0.53	0.14
High	-0.54	0.05	-0.39	0.06	0.17	0.06
High-Low	-1.00*		-0.79		-0.38	
	(-1.76)		(-1.35)		(-0.76)	
Panel B: 고유변동성 추정 기간-3개월						
Low	0.46	0.42	0.49	0.42	0.70	0.42
2	0.64	0.26	0.69	0.25	0.74	0.25
3	0.55	0.18	0.18	0.17	0.47	0.18
4	0.53	0.11	0.59	0.12	0.91	0.11
High	-1.32	0.04	-0.80	0.05	-0.48	0.04
High-Low	-1.79***		-1.29**		-1.18*	
	(-2.64)		(-2.18)		(-1.94)	
Panel C: 고유변동성 추정 기간-12개월						
Low	0.51	0.51	0.49	0.50	0.66	0.51
2	0.57	0.22	0.60	0.21	0.77	0.22
3	0.75	0.15	0.69	0.15	0.98	0.15
4	0.22	0.08	0.62	0.10	0.71	0.09
High	-1.05	0.03	-0.95	0.04	-0.56	0.03
High-Low	-1.56***		-1.43**		-1.22**	
	(-2.68)		(-2.32)		(-2.10)	

영향을 미치고 있다는 증거이다. 고봉찬, 김진우(2014)의 연구에서도 12개월의 자료를 이용하여 고유변동성을 추정하고 있는데, 표에서 알 수 있듯이 장기간의 자료를 이용하여 추정할수록 고유변동성 이상 현상은 좀 더 유의해진다. 즉, 부표본에서의 유의성은 장기간 추정의 영향이며, 앞서 우리는 고유변동성 이상 현상은 변동성 추정기간에 대해 강건하지 않음을 보였다. 따라서 본 연구의 결과는 최상위 포트폴리오가 공유하는 특성(소규모, 비유동성, 저가)을 일정 부분 제거할 경우 강건성이 유지되지 않음을 시사한다.

다음으로, 두 번째 부표본으로써 상장폐지 종목을 제외하여 재분석을 시행한다. 일반적으로 부도에 가까워진 기업의 시가총액은 매우 낮으므로 가치 가중방식 하에서 포트폴리오 수익률에 미치는 영향은 미미하다. 그러나 고유변동성 이상 현상에서는 가치 가중방식 하에서도 그 영향력이 커질 수 있다. 그 이유는 다음과 같다. 앞서 고유변동성 이상 현상은 5번 포트폴리오의 기여가 매우 크다는 것을 보였는데, 이 포트폴리오는 유가증권시장 시가총액의 3~5%만을 차지한다. 즉, 5번 포트폴리오에 속한 높은 고유변동성 주식들은 매우 작은 규모의 주식들이다. 따라서 5번 포트폴리오 내에는 규모가 제법 컸으나 부도 시점에 가까워져 시가총액이 낮아진 주식은 물론, 부도확률은 낮으나 오래전부터 규모가 극히 작은 기업들까지 섞여 있을 수 있다. 만일 그렇다면, 상장폐지가 발생하는 월에 흔히 나타나는 큰 손실이 가치 가중방식에서 완화되지 못하고, 5번 포트폴리오의 가치 가중 수익률에 충분한 영향을 미칠 수 있을 것이다. 만일 상장폐지 종목들이 상장폐지 월 직전에 5번 포트폴리오에 다수가 속했다면, 가치 가중방식 하에서도 상장폐지 종목의 낮은 수익률의 영향이 제거되지 않고 영향을 미칠 수 있다.

<표 10>은 이러한 추론이 비현실적이지 않음을 시사한다. 우리는 351개의 상장폐지 종목을 추적하여 상장폐지 전 속한 포트폴리오를 조사하였다. <표 10>의 패널 A는 상장폐지 전 가장 최근에 속했던 포트폴리오가 어디인지를 조사하여, 포트폴리오별 상장폐지 종목 수를 합산한

<표 10> 고유변동성 포트폴리오 별 상장폐지 종목 수

아래 표는 분석기간 동안 상장폐지 된 351개의 기업이 상장폐지 전 속했던 고유변동성 포트폴리오를 보여준다. 패널 A는 상장폐지 전 가장 최근에 속한 포트폴리오를 추적하여 각 포트폴리오별 상장폐지 종목 수를 합산하였다. 패널 B는 상장폐지 직전 월에 속한 포트폴리오를 추적하여, 각 포트폴리오별로 상장폐지 종목 수를 합산하였다. 1992년 8월부터 2015년 12월까지 유가증권시장 상장폐지 종목을 대상으로 하였다.

고유변동성추정기간	1(Low)	2	3	4	5(High)	합계
Panel A: 상장폐지 전 최근 포트폴리오						
1개월	125	28	37	25	136	351
3개월	64	43	29	41	174	351
12개월	47	27	39	37	200	350
Panel B: 상장폐지 직전 월 최종 포트폴리오						
1개월	106	21	27	22	110	286
3개월	58	35	27	32	161	313
12개월	39	22	32	35	185	313

결과를 보여준다.¹⁰⁾ 변동성 추정 기간에 따라 조금씩 차이는 있으나 대체로 결과는 비슷하다. 351개의 상장폐지 종목들은 5번 포트폴리오에 136~200개 정도로 매우 많은 종목이 속했던 것을 알 수 있다.

<표 10>의 패널 B는 상장폐지 월의 바로 직전 달에 속한 포트폴리오를 추적한 결과이다. 표의 숫자들은 포트폴리오별로 다음 월 상장폐지 종목 수를 합산한 결과를 보여준다. 예를 들어 12개월 추정의 경우, 185종목이 5번 포트폴리오에 분류된 후 다음 월에 상장폐지 되었음을 의미한다. 상장폐지 월의 직전 달에는 거래정지등의 이유로 수익률의 관측치가 적어 고유변동성이 추정되지 않는 경우가 많다. 따라서 패널 A보다 종목 수가 적다. 특히, 과거 1개월 추정을 할 때 그러한 영향을 많이 받고 있다. 전반적인 특성은 패널 A와 유사하다. 상장폐지 종목은 상장폐지 월의 직전 달에 주로 5번 포트폴리오에 속함을 알 수 있다. 예를 들어 12개월 추정의 경우, 상장폐지 종목들은 직전 달에 1~4번 포트폴리오에 30여 종목씩이 균등하게 분포했으나, 5번 포트폴리오는 185종목으로 그 수가 두드러진다. 즉, 5번 포트폴리오에는 상장폐지 종목 혹은 부도확률이 높아진 종목이 다수 포함되는 경향이 있다.

이상의 결과를 바탕으로, 부도 위험은 고유변동성 이상 현상의 주요 원인으로 지목한 5번 포트폴리오에 다음과 같이 기여하고 있을 가능성을 추론해 볼 수 있다. 상장폐지 직전의 종목들이 5번 포트폴리오에 쏠리게 되면서 상장폐지 종목의 매우 낮은 실현 수익률이 5번 포트폴리오의 수익률을 감소시킨다. 가치 가중방식을 취하더라도, 5번 포트폴리오에 속한 종목들의 특성은 시가총액이 지극히 낮은 종목이므로 부도에 가까워진 기업의 수익률이 가치 가중방식에 의해 사라지지 않게 된다. 결과적으로 상장폐지 종목의 매우 낮은 수익률에 의해 최상위 고유변동성 포트폴리오의 가치 가중 수익률이 낮아지게 될 것이다.

이러한 가능성이 실증분석에 얼마나 큰 영향을 미치는지 검증하기 위해, 상장폐지 종목을 제외한 부표본에 대해 고유변동성 포트폴리오 수익률을 재분석하여 <표 9>의 오른쪽 패널에 나타내었다. <표 9>의 결과를 살펴보면, 1개월 혹은 3개월 추정 고유변동성을 통해 분석할 경우 전반적으로 모든 포트폴리오의 수익률이 증가하고 있으며, 특히 5번 포트폴리오의 수익률이 상당 부분 증가하면서 헤지 포트폴리오의 유의성이 사라짐을 확인할 수 있다. 심지어 1개월 추정의 경우, 5번 포트폴리오의 수익률이 양으로 전환된다. 따라서 상장폐지 종목의 낮은 수익률이 고유변동성 이상 현상의 상당 부분 기여하고 있다고 볼 수 있다.¹¹⁾

10) 상장폐지 전 가장 최근 포트폴리오를 조사하는 이유는 상장폐지 월의 직전 달이 최종 포트폴리오가 아닐 수 있기 때문이다. 상장폐지 이전에는 거래정지와 같은 이유로 수익률의 관측치가 부족하여 우리가 설정한 최소 관측 수 기준을 충족시키지 못하여 어느 포트폴리오에도 속하지 않는 경우가 발생한다. 따라서 패널 A에서는 상장폐지 전 최종적으로 속했던 가장 최근 포트폴리오를 조사하였다. 그런데도, 모든 포트폴리오의 상장폐지 종목 수 합계가 정확히 351이 되지 않는 이유는 분석 기간 내에서 거래일 수가 충분하지 않아 완전히 제외되는 표본들이 있기 때문이다.

11) 상장폐지 종목을 제외한 표본으로 분석한 연구는, 저자들이 알기로, 김태혁, 변영태(2011)가 유일하며, 우리의 결과와 유사하다. 김태혁, 변영태(2011)는 상장폐지 종목을 제외한 표본을 대상으로 1개월 고유변동성을 추정하여 분석한 결과 가치 가중 수익률이 유의하지 않음을 보여준다. 그 외 선행 연구들은 대부분 상장폐지 종목을 포함하여 유의성을 보고하고 있는데, 우리 분석 결과는 그러한 결과의 상당 부분이 상장폐지 종목의 낮은 수익률에 기인한 것일 수 있음을 지적한다.

12개월 추정의 경우 5% 수준에서 유의성이 남아있으나, 상장폐지 종목을 제외한 부표본에 대해 5번 포트폴리오의 수익률이 상당히 증가하며, 헤지 포트폴리오의 수익률의 절댓값이 낮아지고, 유의성도 감소한다. 이 결과 역시 상장폐지 종목이 고유변동성 이상 수익률에 큰 영향을 미치고 있음을 보여준다.

이상의 결과로부터 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다. 첫째, 상장폐지 종목의 포함 여부는 고유변동성 이상 현상 분석 결과에 큰 영향을 미친다. 둘째, 상장폐지 종목의 영향은 가치 가중방식 아래에서도 완화되지 않는다. 셋째, 상장폐지 종목의 매우 낮은 상장폐지 월 수익률 혹은 부도에 가까워진 주식의 낮은 수익률이 5번 포트폴리오의 수익률을 급격히 감소시키고, 이것이 고유변동성 이상 현상의 한 원인일 수 있다.

6. 추가분석

지금까지 한국 시장의 고유변동성 현상을 분석한 선행 연구 7편을 동일한 틀에서 비교 분석하여 강건성에 대해 논의하였다. 본 장에서는 국내 선행 연구에서 다루지 않은 3가지의 추가 분석을 실시함으로써, 논의를 확장하고자 한다. 먼저, 여러 모형에 따른 위험조정 수익률을 비교 분석한다. 다음으로 비동시적 거래에 의한 베타 추정 편이가 전체 결과에 어떠한 영향을 주는지 분석한다. 마지막으로 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석을 실시하고, Hou and Loh(2016)가 제시한 방법론을 이용하여 단위위험가격을 분해해 본다.

6.1 위험조정수익률 분석

Bail and Cakici(2008)의 연구에서 지적된 바 있듯이, 포트폴리오 분석의 결과는 월 평균 초과수익률을 기준으로 해석할 것인지 또는 위험조정수익률을 토대로 해석할 것인지에 따라 완전히 다른 결론이 도출될 수 있다. 체계적 위험을 통제한 이후에 수익률의 크기와 유의성에 차이가 있을 수 있기 때문이다. 따라서 본 절에서는 CAPM, Fama-French 3요인 모형, Carhart(1997)의 4요인 모형에서 정의하는 체계적 위험을 각각 통제한 이후에 H-L 포트폴리오의 위험조정수익률의 크기를 살펴본다. 선행연구에서 보고하고 있는 CAPM 및 Fama and French (1993)의 3요인 모형 이외에 Carhart(1997) 4요인 모형을 추가한 것은 국내 주식시장에서 외환위기 이후의 기간에서 모멘텀 전략이 유의한 양의 수익률을 가져오는 것으로 보고되고 있기 때문이다 (이창준, 장지원, 2015; 장지원, 2017). 고유변동성은 1개월의 일별자료를 사용해 Fama-French 3요인 모형으로 추정한다. 포트폴리오는 KSE 분기점과 동일 시가총액 분기점을 사용해 각각 구성하였으며, H-L 포트폴리오의 수익률 및 세 가지 위험조정 수익률을 각각 관찰한다.

<표 11>의 결과를 보면, 대체적으로 평균수익률을 통해 내린 정성적인 결론은 위험조정 수익률을 이용할 때도 동일하게 유지된다. 그러나 몇 경우는 결론이 완전히 바뀌는 경우도 있다. 특히, 선행연구에서 주로 사용하는 방법론인 KSE 분기점과 가치가중방식이 혼용될 때 FF 3요인 알파와 4요인 알파는 많은 경우 결론이 바뀌고 있다. 예를 들어, 전체 표본을 대상으로 한 패널 A에서 다요인 모형 알파는 매우 유의한 음의 수익률을 보이고 있다. 패널 B와 C를

참고하면 이것은 전반기의 영향임을 알 수 있다. 즉, 2000년 이전의 시기에는 위험조정 모형에 따라 결론이 완전히 달라질 수 있음을 시사한다. 패널 D와 E에서 볼 수 있듯이 소규모, 저가주, 비유동주, 상장폐지 종목을 제외한 부표본에 대해서도 위험조정 수익률은 결론을 변화 시킬 수 있다.

본 연구의 분석 결과는 미국시장을 분석한 Bail and Cakici(2008)의 결과와 일관성이 있다. 고유변동성 이상 현상에 대한 결론은 평균 수익률을 이용하느냐, 혹은 위험 조정 수익률을 사용하느냐에 따라 결론이 달라질 수 있으므로 연구자들의 주의가 필요해 보인다. 이러한 원인에 대한 분석은 추후 연구로 남긴다.

〈표 11〉 위험조정수익률

아래 표는 매월 말의 고유변동성을 기준으로 구성된 포트폴리오의 1개월간의 평균수익률 및 위험 조정 수익률을 보고한다. 고유변동성 추정에는 Fama-French 3요인 모형을 사용한다. 패널 A는 전체 표본에 대한 결과이며, 패널 B와 C는 각각 전반기와 후반기의 결과를 나타낸다. 패널 D는 소규모, 저가주 비유동성 주식을 제외한 표본에 대한 결과를, 패널 E는 상장폐지종목을 제외한 표본에 대한 결과를 나타낸다. 왼쪽 패널은 고유변동성 크기를 기준으로 단순 정렬하여 포트폴리오를 구성한 방식의 결과이며, 오른쪽 패널은 각 포트폴리오의 시가총액 비중이 동일하도록 포트폴리오를 구성한 결과를 나타낸다. High-Low는 최상위(High) 포트폴리오를 매수하고, 최하위(Low) 포트폴리오를 매도하는 헤지 포트폴리오의 월 평균 수익률이다. CAPM- α 는 CAPM, FF3- α 는 Fama-French 3요인 모형, 4 Factor- α 는 Carhart(1997)의 4요인 모형에 대한 위험조정 수익률이다. 괄호 안의 값은 지연시차 12로 계산된 Newey and West(1987) 조정 t-통계량이다. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 분석기간은 1992년 8월부터 2015년 12월까지이며, 해당기간 동안 유가증권시장에 상장된 모든 보통주를 분석대상으로 하였다. 포트폴리오는 매월 재구성된다.

	KSE 분기점			동일 시가총액 분기점		
	가치 가중	동일 가중	역고유 위험가중	가치 가중	동일 가중	역고유 위험가중
Panel A: 전체표본						
H-L	-1.00*	-0.83*	0.41	0.02	0.60	1.41**
	(-1.76)	(-1.69)	(0.59)	(0.04)	(1.41)	(2.43)
CAPM- α	-1.04*	-0.85*	0.33	-0.02	0.55	1.32**
	(-1.89)	(-1.80)	(0.52)	(-0.04)	(1.39)	(2.53)
FF3- α	-1.60***	-1.30***	-0.17	-0.56	0.17	0.93**
	(-2.97)	(-4.02)	(-0.45)	(-1.35)	(0.66)	(2.55)
4Factor- α	-1.49***	-0.97***	0.25	-0.56	0.40	1.21***
	(-2.85)	(-3.08)	(0.54)	(-1.42)	(1.38)	(2.73)
Panel B: 전반기(1992. 8~1999. 12)						
H-L	-2.05	0.28	1.43	-1.73	1.06	1.70
	(-1.54)	(0.27)	(0.88)	(-1.59)	(1.17)	(1.30)
CAPM- α	-2.05	0.27	1.39	-1.72	1.06	1.68
	(-1.56)	(0.28)	(0.94)	(-1.57)	(1.19)	(1.37)
FF3- α	-2.32***	-0.11	1.15	-2.24***	0.60	1.36
	(-2.84)	(-0.19)	(1.13)	(-3.04)	(1.14)	(1.46)
4Factor- α	-2.72***	-0.83	0.33	-2.40***	0.11	0.82
	(-3.05)	(-1.26)	(0.42)	(-3.24)	(0.20)	(0.94)

〈표 11〉 위험조정수익률(계속)

	KSE 분기점			동일 시가총액 분기점		
	가치 가중	동일 가중	역고유 위험가중	가치 가중	동일 가중	역고유 위험가중
Panel C: 후반기(2000. 1~2015. 12)						
H-L	-0.51 (-0.94)	-1.34*** (-2.70)	-0.06 (-0.09)	0.83** (1.99)	0.39 (0.85)	1.28** (2.10)
CAPM- α	-0.61 (-1.13)	-1.38*** (-2.78)	-0.19 (-0.30)	0.71* (1.88)	0.28 (0.65)	1.11** (2.07)
FF3- α	-0.78 (-1.15)	-1.25*** (-3.21)	0.19 (0.29)	0.23 (0.52)	0.25 (0.64)	1.29** (2.04)
4Factor- α	-0.92 (-1.45)	-1.13*** (-3.08)	0.41 (0.62)	0.06 (0.15)	0.36 (0.84)	1.45** (2.17)
Panel D: 소규모, 저가주, 비유동성 주식 제외 표본						
H-L	-0.79 (-1.35)	-1.42*** (-3.29)	-1.15** (-2.34)	0.04 (0.09)	-0.21 (-0.57)	-0.00 (-0.01)
CAPM- α	-0.81 (-1.43)	-1.44*** (-3.39)	-1.18** (-2.48)	0.01 (0.02)	-0.24 (-0.68)	-0.04 (-0.09)
FF3- α	-1.32** (-2.34)	-1.60*** (-4.08)	-1.37*** (-3.25)	-0.54 (-1.28)	-0.47 (-1.56)	-0.29 (-0.82)
4Factor- α	-1.26** (-2.35)	-1.53*** (-4.10)	-1.30*** (-3.26)	-0.56 (-1.42)	-0.41 (-1.43)	-0.24 (-0.71)
Panel E: 상장폐지 제외 표본						
H-L	-0.38 (-0.76)	-0.46 (-1.21)	-0.31 (-0.85)	0.30 (0.66)	0.05 (0.14)	0.15 (0.44)
CAPM- α	-0.41 (-0.83)	-0.47 (-1.29)	-0.33 (-0.94)	0.27 (0.61)	0.02 (0.06)	0.11 (0.36)
FF3- α	-1.01** (-2.00)	-0.81*** (-3.07)	-0.66*** (-2.66)	-0.34 (-0.87)	-0.27 (-1.23)	-0.16 (-0.77)
4Factor- α	-1.00** (-2.08)	-0.59** (-2.45)	-0.45* (-1.96)	-0.42 (-1.14)	-0.15 (-0.65)	-0.06 (-0.27)

6.2 유동성에 차이에 따른 베타 추정 편이의 영향

Scholes and Williams(1977)는 주식별 유동성 차이에 의해 베타 추정 편이가 발생할 수 있음을 지적하였다. 연속시간 자산 가격 결정 모형은 기본적으로 모든 주식이 매순간 연속적으로 거래가능하고, 모든 정보가 즉각적으로 반영되고 있음을 가정한다. 그러나 상대적으로 거래가 활발하게 이루어지지 않는 주식은 정보가 늦게 반영된다. 이로 인해 거래가 매우 활발하게 이루어지거나 거래가 매우 활발하게 일어나지 않는 주식은 일별 자료로 시장모형을 추정하는 경우에 알파가 과대 추정되고 베타는 과소 추정될 수 있으며, 평균적인 수준의 거래가 일어나는 주식은 이와 반대로 알파는 과소 추정되고 베타는 과대 추정되는 편이가 발생할 수 있다.¹²⁾

12) 관련하여 유익한 조언을 주신 익명의 심사자께 감사드린다.

Scholes and Williams(1977)는 비동시적 거래(nonsynchronous trading)로 인해 발생할 수 있는 편의를 조정하기 위해 식 (3)과 같이 베타를 추정해야 한다고 주장 하였다.

$$\hat{\beta}_i = \frac{b_i^- + b_i + b_i^+}{1 + 2\hat{\rho}_M}. \quad (3)$$

여기서, b_i^- 는 개별주식 i 의 수익률과 전일 시장수익률 사이의 회귀계수를, b_i 는 동 시점 수익률 사이의 회귀계수를, b_i^+ 는 익일 시장수익률과의 회귀계수를 의미한다. $\hat{\rho}_M$ 는 시장수익률의 자기 상관계수를 나타낸다.

〈표 12〉 비동시적 거래에 의한 베타 추정 편위의 영향

아래 표는 매월 말의 고유변동성을 기준으로 구성된 포트폴리오의 1개월간의 평균수익률을 보고한다. 고유변동성은 Scholes and Williams(1977) 방식으로 추정된 시장베타에 대한 잔차로 추정되었다. 패널 A, B, C는 각각 과거 1개월, 3개월, 12개월의 자료를 이용한 결과를 나타낸다. 왼쪽 패널은 고유변동성 크기를 기준으로 단순 정렬하여 포트폴리오를 구성한 방식의 결과이며, 오른쪽 패널은 각 포트폴리오의 시가총액 비중이 동일하도록 포트폴리오를 구성한 결과를 나타낸다. High-Low는 최상위(High) 포트폴리오를 매수하고, 최하위(Low) 포트폴리오를 매도하는 헤지 포트폴리오의 월 평균 수익률이다. 괄호 안의 값은 지연치 12로 계산된 Newey and West(1987) 조정 t-통계량이다. ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 분석기간은 1992년 8월부터 2015년 12월까지이며, 해당기간 동안 유가증권시장에 상장된 모든 보통주를 분석대상으로 하였다. 포트폴리오는 매월 재구성 된다.

	KSE 분기점			동일시가총액 분기점		
	가치 가중	동일 가중	역고유 위험가중	가치 가중	동일 가중	역고유 위험가중
Panel A: 고유변동성 추정 기간-1개월						
Low	0.45	0.97	-0.06	0.44	0.46	-0.33
2	0.53	1.35	1.36	0.50	1.10	1.10
3	0.51	1.36	1.35	0.42	1.33	1.34
4	0.27	1.37	1.36	0.62	1.32	1.32
High	-0.52	0.29	0.50	0.17	0.88	1.08
High-Low	-0.97*	-0.68	0.56	-0.28	0.41	1.41**
	(-1.65)	(-1.42)	(0.85)	(-0.53)	(1.02)	(2.33)
Panel B: 고유변동성 추정 기간-3개월						
Low	0.57	0.97	0.74	0.62	0.73	0.59
2	0.44	1.20	1.20	0.67	0.96	0.96
3	0.55	1.36	1.36	0.24	1.19	1.18
4	0.30	1.44	1.44	0.58	1.18	1.17
High	-1.12	0.33	0.53	0.20	0.95	1.13
High-Low	-1.69***	-0.63	-0.20	-0.42	0.22	0.54
	(-2.66)	(-1.22)	(-0.21)	(-0.74)	(0.37)	(0.57)

〈표 12〉 비동시적 거래에 의한 베타 추정 편이의 영향(계속)

	KSE 분기점			동일시가총액 분기점		
	가치 가중	동일 가중	역고유 위험가중	가치 가중	동일 가중	역고유 위험가중
Panel C: 고유변동성 추정 기간-12개월						
Low	0.54	0.92	0.90	0.50	0.66	0.65
2	0.54	1.00	1.01	0.74	0.79	0.79
3	0.88	1.34	1.34	0.24	0.89	0.88
4	0.08	1.51	1.50	0.60	1.04	1.04
High	-1.07	0.53	0.67	0.19	1.06	1.18
High-Low	-1.61*** (-2.73)	-0.39 (-0.71)	-0.24 (-0.44)	-0.31 (-0.50)	0.40 (0.88)	0.53 (1.20)

본 연구는 비동시적거래에 따른 추정 편이가 고유변동성 이상 현상에 영향을 주는지 살펴보기 위하여, Scholes and Williams(1977)의 방식으로 조정된 베타를 사용해 고유변동성을 재추정하여 주요 분석을 재 실시 하였다. 그 결과는 <표 12>에서 보고하고 있다. 왼쪽 패널은 KSE 분기점을 사용해 포트폴리오를 구성한 결과이며, 오른쪽 패널은 동일 시가총액 분기점을 사용한 결과이다. 각 패널에서 가치 가중 수익률, 동일가중 수익률, 역 고유위험 가중 수익률을 각각 보고하고 있다.

KSE 분기점을 사용한 경우, H-L 포트폴리오의 가치 가중 수익률은 3개월 추정과 12개월 추정에서 1% 유의수준에서 유의한 음의 수익률을 보이나, t검정 경계값을 3으로 한 경우에 이 기준을 통과하지 못한다(Harvey et al., 2016). H-L 포트폴리오의 동일가중 수익률과 역 고유위험 가중 수익률은 모두 통계적으로 유의하지 않다.

동일 시가총액 분기점을 사용해 포트폴리오를 구성하는 경우에는 고유변동성 추정 기간, 수익률 가중방식과 관계없이 H-L 포트폴리오에서 유의한 음의 수익률이 관찰되지 않으며, 동일가중 방식과 역 고유위험 가중방식으로 포트폴리오의 수익률을 계산하는 경우에 오히려 유의한 양의 수익률이 관찰된다. 그러나 이 역시 t검정 경계값을 3으로 한 경우에는 이 기준을 통과하지 못한다.

CAPM으로 추정된 고유변동성 포트폴리오의 수익률과 비교했을 때 H-L 포트폴리오의 수익률은 부호와 유의성에서 동일한 결과를 보인다. 따라서 Scholes and Williams(1977)가 지적한 유동성 차이에 의한 베타추정편이는 고유변동성의 추정과 이를 토대로 한 고유변동성 이상 현상의 실증분석에는 크게 영향을 미치지 않는 것을 확인할 수 있다.

6.3 복권성향 선호와 시장 마찰

고유변동성 이상 현상의 원인으로 투자자들의 복권 성향 증권 대한 선호, 시장마찰 등이 지목된다. 따라서 본 절에서는 Hou and Loh(2016)의 방법론을 사용하여 회귀계수를 분해함으로써 복권 성향 증권 선호와 시장마찰이 고유변동성 현상에 얼마나 기여하고 있는지 분석한다.

Hou and Loh(2016)의 회귀계수 분해는 개별주식 단위의 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 기반으로 한다. 먼저 t 월 횡단면 회귀식 (4)를 통해 회귀계수를 얻는다.

$$R_{i,t} = \alpha_t + \gamma_t IVOL_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}, \quad (4)$$

여기서, $R_{i,t}$ 는 주식 i 의 t 월 초과수익률을 나타내고, $IVOL$ 은 주식 i 의 $t-1$ 월 고유변동성을 나타낸다. 고유변동성은 Ang et al.(2006)과 Hou and Loh(2016)의 연구에서 공통적으로 사용되는 방법인 1개월 추정기간, Fama and French(1993) 3요인 모형으로 추정한 고유변동성을 사용한다.

다음으로, $IVOL_{i,t-1}$ 을 특성변수에 의해서 설명되는 부분과 잔차 부분으로 분해하기 위하여 $t-1$ 월의 고유변동성을 $t-1$ 월의 특성변수에 대해 회귀분석한다. 회귀분석에 사용될 회귀식은 아래의 식 (5)와 같다.

$$IVOL_{i,t-1} = \alpha_{t-1} + \delta_{t-1} X_{i,t-1} + \epsilon_{i,t-1}, \quad (5)$$

여기에서, $IVOL_{i,t-1}$ 은 주식 i 의 $t-1$ 월의 고유변동성을 나타내고, $X_{i,t-1}$ 은 주식 i 의 $t-1$ 월의 특성변수를 나타낸다. 특성변수로는 고유변동성 현상의 원인을 설명할 수 있을 것으로 예상되는 변수들을 사용한다. 먼저 복권성향에 대한 선호와 관련된 특성변수로는 왜도(SKEW), $t-1$ 월의 최대 일 수익률(MAX), 개인투자자비중(RTP)을 사용한다. 시장마찰과 관련된 특성변수로는 Amihud(2002)의 방법에 따라 일 수익률의 절댓값을 거래대금으로 나눈 값의 월 평균으로 계산된 비유동성(ILLIQ), 한 달 동안의 거래량을 상장주식수로 나누어 계산한 거래회전율(TURN), $t-1$ 월 수익률이 0으로 기록된 거래일의 수(ZRET), 1개월 전 수익률(PRET1)을 사용한다.

$\delta_{t-1} X_{i,t-1}$ 은 $IVOL_{i,t-1}$ 중 특성변수에 의해 설명되는 부분을 나타내며, $\alpha_{t-1} + \epsilon_{i,t-1}$ 은 특성변수에 의해 설명되지 않는 부분, 즉 잔차 요소로 볼 수 있다. 마지막으로, 다음의 과정을 통해 회귀식 (4)에서 추정된 γ_t 를 분해한다.

$$\begin{aligned} \gamma_t &= \frac{Cov[R_{i,t}, IVOL_{i,t-1}]}{Var[IVOL_{i,t-1}]} = \frac{Cov[R_{i,t}, \delta_{t-1} X_{i,t-1}]}{Var[IVOL_{i,t-1}]} + \frac{Cov[R_{i,t}, \alpha_{t-1} + \epsilon_{i,t-1}]}{Var[IVOL_{i,t-1}]} \\ &= \gamma_t^X + \gamma_t^R \end{aligned} \quad (6)$$

γ_t^X 는 고유변동성 이상 현상 중 특성변수에 의해 설명되는 부분을 나타내며, γ_t^R 는 특성변수에 의해 설명되지 않는 부분을 나타낸다고 볼 수 있다.

이 과정을 매월 반복함으로써, 샘플기간에 걸쳐 γ_t , γ_t^X , γ_t^R 의 시계열을 확보한다. 그리고 다음과 같이 평균값의 비율을 통해 특성변수의 기여율을 추정한다.

$$\gamma_X / \gamma_{IVOL} \sim \frac{\overline{\gamma^X}}{\overline{\gamma}}, \quad (7)$$

식 (6)에서 알 수 있듯이 잔차의 기여율은 자연스레 $\overline{\gamma^X}/\overline{\gamma}$ 으로 추정 된다. $\overline{\gamma^X}/\overline{\gamma}$ 와 $\overline{\gamma^R}/\overline{\gamma}$ 의 통계적 유의성은 아래의 식 (8)과 식 (9)으로 계산된 표본분산을 통해 t-통계량을 계산하고 검정한다.

$$\widehat{Var}\left(\frac{\overline{\gamma^X}}{\overline{\gamma}}\right) \approx \frac{1}{T}\left(\frac{\overline{\gamma^X}}{\overline{\gamma}}\right)^2\left(\frac{s_{\gamma^X}^2}{\overline{\gamma^X}^2} + \frac{s_{\gamma}^2}{\overline{\gamma}^2} - 2\frac{\widehat{cov}(\gamma^X, \gamma)}{\overline{\gamma^X}\overline{\gamma}}\right), \quad (8)$$

$$\widehat{Var}\left(\frac{\overline{\gamma^R}}{\overline{\gamma}}\right) \approx \frac{1}{T}\left(\frac{\overline{\gamma^R}}{\overline{\gamma}}\right)^2\left(\frac{s_{\gamma^R}^2}{\overline{\gamma^R}^2} + \frac{s_{\gamma}^2}{\overline{\gamma}^2} - 2\frac{\widehat{cov}(\gamma^R, \gamma)}{\overline{\gamma^R}\overline{\gamma}}\right), \quad (9)$$

여기서, s^2 은 표본분산을 의미한다.

이상의 방법론을 적용한 결과는 <표 13>에 보고 하였다. 먼저, IVOL을 단일 설명변수로 하여, IVOL 정렬 25개 포트폴리오 수익률에 대해 Fama-MacBeth 회귀분석을 실시한 결과 추정된 회귀계수 γ_{IVOL} 을 첫 번째 패널에 표시하였다. 다음으로, Hou and Loh(2016)의 방식으로 이 회귀계수 γ_{IVOL} 를 상태변수에 의한 부분과 잔차로 분해하여 각 요소의 기여율을 추정한다. 오른쪽 패널은 특성변수에 의한 계수(γ_X), 기여율(γ_X/γ_{IVOL}), 그리고 t-통계량을 차례로 각각 보여준다.

<표 13> 고유변동성 회귀계수 분해

아래 표의 왼쪽 패널은 매 월 t월의 고유변동성 크기로 정렬된 25개 포트폴리오의 가치가중수익률을 t-1월의 고유변동성에 대해 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석을 실시하여 얻은 회귀계수 추정치를 보고한다. 오른쪽 패널은 고유변동성 회귀계수를 Hou and Loh(2016)의 방식으로 특성변수의 기여분과 잔차분으로 분해한 결과를 보고한다. 특성변수로는 왜도(SKEW), 최대 일 수익률(MAX), 개인 투자자비중(RTP), 비유동성(ILLIQ), 거래회전율(TURN), 제로리턴(ZRET), 1개월 전 수익률(PRET1)을 사용한다. 괄호 안의 값은 t-통계량이다. 분석기간은 1992년 8월부터 2015년 12월까지이며, 해당기간 동안 유가증권시장에 상장된 모든 보통주를 분석대상으로 하였다. 포트폴리오는 매월 재구성된다.

특성변수	단변량 분석		IVOL 회귀계수 분해					
	γ_{IVOL}		γ_X/γ_{IVOL}		γ_R/γ_{IVOL}			
SKEW	-0.485	(-3.00)	-0.065	13.4%	(1.24)	-0.420	86.6%	(8.06)
MAX	-0.485	(-3.00)	-0.297	61.1%	(5.63)	-0.189	38.9%	(3.58)
RTP	-0.561	(-4.45)	-0.322	57.4%	(8.05)	-0.239	42.6%	(5.99)
ILLIQ	-0.485	(-3.00)	-0.143	29.5%	(3.19)	-0.342	70.5%	(7.61)
TURN	-0.485	(-3.00)	-0.481	99.2%	(7.05)	-0.004	0.8%	(0.05)
ZRET	-0.485	(-3.00)	-0.092	18.9%	(2.84)	-0.394	81.1%	(12.21)
PRET1	-0.485	(-3.00)	-0.169	34.9%	(2.60)	-0.316	65.1%	(4.84)

결과를 살펴보면, γ_{IVOL} 는 -0.485(t = -3.00)이다. 즉, 1%의 유의수준에서 고유변동성이 큰 포트폴리오의 수익률이 작은 경향이 있다는 것을 알 수 있다. 개인거래비중(RTP)을 특성변수로 분석하는 경우는, 추정 결과가 다른데 이는 투자자별 거래량 자료를 입수할 수 있는 기간이 1999년 1월부터 이므로 분석기간이 다르기 때문이다. 이 기간에 대해서는 IVOL의 Fama-

MacBeth 회귀계수가 -0.561로서 더욱 뚜렷한 음의 관계를 보여주고 통계적 유의성 역시 매우 높다.

IVOL 회귀계수를 분해한 결과를 살펴보면, 복권성향 선호를 보여주는 특성변수 중 SKEW, MAX, RTP가 상당한 기여를 하고 있음을 알 수 있다.¹³⁾ 이들은 각각 고유변동성 이상 현상의 13.4%($t = 1.24$), 61.1%($t = 5.63$), 57.4%($t = 8.05$)의 기여를 하고 있다. 특히 최고수익률(MAX)의 기여도가 가장 높음을 확인할 수 있었다.

Hou and Loh(2016)이 제시한 미국시장의 결과에서도 최고수익률의 기여도가 112%로서 복권성향 선호 특성 변수 중에서는 가장 기여도가 높았다.

시장마찰 특성변수들 중에서는 거래회전율(TURN)의 기여가 99.2%($t = 7.05$)로 매우 높았다.¹⁴⁾ 미국시장에서는 시장 마찰 변수 중 단기반전현상을 측정하는 1개월 전 수익률이 33.7%의 기여를 함으로써 가장 높았는데, 국내시장에서도 매우 큰 영향을 미치고 있음을 볼 수 있다. 1개월 전 수익률(PRET1)은 34.9%의 기여를 하고, 2.60의 높은 t -통계량 값을 가진다.

이상의 분석에서 알 수 있듯이, 단변량 Fama-MacBeth 회귀분석에서 IVOL 현상은 1% 수준에서 유의한 것으로 보이나, 거래회전율이 측정하는 어떠한 특성이 상당한 영향을 미치고 있는 것으로 보인다.

7. 결론

지금까지 우리는 고유변동성 이상 현상을 보고한 기존 문헌을 토대로 하나의 방법론적 틀과 표본을 이용하여 6가지 측면에서 강건성을 검증해 보았다. 그 결과 우리는 고유변동성 이상 현상이 특수한 실험 설계에서만 유의성을 보임을 발견하였다. 또한 Harvey et al.(2016)이 제안한 방식대로 t -검정 경계를 3 이상으로 설정한 경우, 유의성 검정을 통과하는 경우는 단 하나도 없었다. 따라서 우리는, 선행 연구의 결론과는 달리, 한국시장의 고유변동성 이상 현상은 강건하지 않은 것으로 결론짓는다.

본 연구의 몇 가지 중요한 발견은 다음과 같다. 첫째, 고유변동성을 과거 1개월 자료로 추정할 경우 동일가중과 특정 부표본을 사용한 실험 설계를 제외하고는 1% 유의수준에서 유의한 실험 설계를 찾기 힘들었다. 둘째, 매수-매도 포트폴리오 수익률의 유의성은 최상위 고유변동성 포트폴리오의 수익률이 급격히 낮아짐으로 인해 발생하였다. 셋째, 이 포트폴리오의 시가총액은 지극히 낮은 비중을 차지하고 있으며, 포트폴리오 정렬 분기점과 가중방식을 조절하여 이러한 영향을 통제할 경우 유의성은 완전히 사라졌다. 특히, 동일 시가총액 비중 분기점을 이용할 경우 그 어떤 실험 설계에서도 1% 유의수준에서 유의한 결과를 찾아낼 수 없었다. 넷째, 최상위 고유변동성 포트폴리오에는 부도 시점에 가까워진 주식이 다수 포함되었다. 그로 인해 상장폐지

13) 강장구, 심명화(2014)는 국내 주식 시장에서 최고수익률이 주식수익률과 뚜렷한 음의 관계가 있음을 보인 바 있다. 또한 Kang et al.(2014)은 국내시장에서 개인거래비중이 높은 주식에서 고유변동성 이상 현상이 뚜렷함을 보였다.

14) Lee(2015)는 미국시장에서 거래회전율이 고유변동성 이상 현상에 영향을 미치고 있음을 보였다.

종목을 제외할 경우 고유변동성 이상 현상의 유의성은 사라졌다. 다섯째, 표본 기간에 따라 각 실험 설계 하에서의 유의성은 영향을 받았다. 특히 2000년 이후 더욱 유의하게 나타나는 경향이 있다. 끝으로 횡단면 회귀계수 분해를 하면 거래회전율이 측정하는 어떠한 특성이 고유변동성 이상 현상을 모두 흡수하고 있었다.

이상의 결과는 한국 시장에서의 고유변동성 이상 현상이 강건하지 않으며, 최상위 포트폴리오에 속하는 초소형(micro-cap) 주식들이 공유하는 어떤 특성, 그리고 거래회전율이 측정하는 어떤 특성에 기인함을 시사한다. 특히 고유변동성 이상 현상을 일으키는 주된 원인인 5번 포트폴리오에 상장폐지 주식이 다수 포함된다는 사실로부터, 향후 부도확률과의 연관성도 분석해볼 필요가 있어 보인다.

고유변동성 이상 현상은 팩터 투자 기법에서 활용되는 저변동성 팩터 전략 중 하나이다. 본 연구의 결과대로 고유변동성 이상 현상의 수익성이 실험설계에 따라 크게 다르다면, 팩터 투자 전략 실행에 있어 주의가 요구된다. 과거의 자료를 이용한 분석이 미래 수익을 담보할 수는 없으나 최소한 과거의 자료를 바탕으로 강건한 투자전략을 검증하여 설계해야 할 것이다. 본 연구의 결과는, 3~12개월의 장기 데이터를 이용하여 고유변동성을 추정하고 이 변동성을 기초로 하여 정렬한 후 고유변동성이 낮은 포트폴리오에 가치가중방식의 전략을 실행하는 것이 미래 수익률에 대한 최소한의 강건성을 기대해 볼 수 있음을 시사한다.

참 고 문 헌

- 감형규, “기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구, 제14권 제2호 (1997), pp. 21-55.
- 장장구, 심명화, “복권 성향의 주식에 대한 선호와 주식수익률의 횡단면”, 재무연구, 제27권 제2호 (2014), pp. 297-332.
- 고봉찬, 김진우, “저변동성 이상현상과 투자전략의 수익성 검증”, 한국증권학회지, 제43권 3호 (2014), pp. 573-603.
- 김규영, 김영빈, “한국 주식시장에서 기대수익률의 결정요인은 무엇인가?”, 증권학회지, 제28권 1호(2001), pp. 57-85.
- 김동철, “시장위험의 구조적 변화와 주가수익률의 결정요인에 대한 재고찰”, 증권학회지, 제33권 4호(2004), pp. 95-134.
- 김석진, 김지영, “기업규모와 장부가/시가 비율과 주식수익률의 관계”, 재무연구, 제13권 제2호 (2000), pp. 21-47.
- 김태혁, 변영태, “한국 주식시장에서 3요인 모형을 이용한 주식수익률의 고유변동성과 기대수익률 간의 관계”, 한국증권학회지, 제40권 3호(2011), pp. 525-550.
- 변영태, 박종해, 김수경, “고유변동성과 기대수익률간의 관계에 관한 연구”, 산업경제연구, 제24권 2호(2011), pp. 613-627.
- 엄철준, “시장상황을 고려한 기대 주식수익률의 횡단면에 관한 재조사”, 재무연구, 제25권 제4호 (2012), pp. 599-639.
- 엄철준, 이우백, 박래수, 장 옥, 박종원, “한국주식시장의 고유변동성 퍼즐에 대한 연구”, 한국 증권학회지, 제43권 4호(2014), pp. 753-784.
- 윤상용, 구본일, 엄영호, “기업변동성과 주식수익률의 횡단면에 관한 연구”, 재무연구, 제24권 제1호 (2011), pp. 91-131.
- 이상빈, 서정훈, “주식시장의 초과수익률과 고유변동성의 동적 관계 및 정보효율성에 관한 연구”, 증권학회지, 제36권 3호(2007), pp. 387-423.
- 이창준, 장지원, “경제상황에 따른 기업규모효과, 가치효과, 모멘텀효과”, 재무관리연구, 제32권 제2호(2015), pp. 201-234.
- 장 옥, 엄철준, 박종원, “차익거래 비대칭이 고유변동성 퍼즐에 미치는 영향: 한국 주식시장”, 금융공학연구, 제15권 1호(2016), pp. 21-44.
- 장지원, “극단적 투자성과에 대한 회피 성향과 주식 수익률의 횡단면”, 한국증권학회지, 제45권 5호(2016), pp. 1001-1034.
- 장지원, “주가 모멘텀 이상현상의 재검토”, 재무연구, 제30권 제3호(2017), pp. 317-359.
- 지 청, “우리나라 증권시장에서의 기업규모효과에 관한 실증적 연구”, 증권학회지, 제9권 1호 (1987), pp. 1-38.

- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Wing, and X. Zhang, 2006, The cross-section of volatility and expected returns, *The Journal of Finance* 61 (1), pp. 259-299.
- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Wing, and X. Zhang, 2009, High idiosyncratic volatility and low returns: International and further US evidence, *Journal of Financial Economics* 91 (1), pp. 1-23.
- Amihud, Y., 2002, Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects, *Journal of Financial Markets* 5 (1), pp. 31-56.
- Bali, T. G., N. Cakici, X. S. Yan, and Z. Zhang, 2005, Does idiosyncratic risk really matter?, *The Journal of Finance* 60 (2), pp. 905-929.
- Bali, T. G. and N. Cakici, 2008, Idiosyncratic volatility and the cross section of expected returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 43 (1), pp. 29-58.
- Banz, R. W., 1981, The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics* 9 (1), pp. 3-18.
- Carhart, M. M., 1997, On persistence in mutual fund performance, *The Journal of Finance* 52 (1), pp. 57-82.
- Fama, E. F. and K. R. French, 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33 (1), pp. 3-56.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, 1973, Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, *Journal of Political Economy* 81 (3), pp. 607-636.
- Fu, F., 2009, Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns, *Journal of Financial Economics* 91 (1), pp. 24-37.
- Goyal, A. and P. Santa-Clara, 2003, Idiosyncratic risk matters!, *The Journal of Finance* 58 (3), pp. 975-1007.
- Harvey, C. R., Y. Liu, and H. Zhu, 2016, ... and the cross-section of expected returns, *The Review of Financial Studies* 29 (1), pp. 5-68.
- Hou, K., C. Xue, and L. Zhang, 2017, Replicating anomalies (No. w23394), *National Bureau of Economic Research*.
- Hou, K. and R. K. Loh, 2016, Have we solved the idiosyncratic volatility puzzle?, *Journal of Financial Economics* 121 (1), pp. 167-194.
- Kang, J., E. Lee, and M. Sim, 2014, Retail investors and the idiosyncratic volatility puzzle: Evidence from the Korean Stock Market, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* 43 (2), pp. 183-222.
- Keim, D. B., 1983, Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence, *Journal of Financial Economics* 12 (1), pp. 13-32.
- Lee, D. W., 2015, The role of trading volume in the "volatility puzzle", *Asia-Pacific Journal*

of Financial Studies 44 (5), pp. 783-809.

Merton, R. C., 1987, A simple model of capital market equilibrium with incomplete information, *The Journal of Finance* 42 (3), pp. 483-510.

Newey, W. K. and K. D. West, 1987, A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 55, pp. 703-708.

Reinganum, M. R., 1981, Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values, *Journal of Financial Economics* 9 (1), pp. 19-46.

Scholes, M. and J. Williams, 1977, Estimating betas from nonsynchronous data, *Journal of Financial Economics* 5 (3), pp. 309-327.

Robustness of Idiosyncratic Volatility Puzzle in the Korean Stock Market^{*}

Youngkyung Ok

Yeungnam University

Seungcheol An

Yeungnam University

Jungmu Kim^{**}

Yeungnam University

Abstract

The study examines if idiosyncratic volatility (IVOL) puzzle reported in the Korean stock market is robust. While employing a common framework shared in the literature, we investigate how specific research design affects the robustness of the results. Specifically, we examine if the magnitude and statistical significance of average returns on long-short portfolios on a basis of idiosyncratic volatility are robust to different research designs: 1) definition of systematic risk, 2) period of estimation of volatility, 3) breakpoints, 4) weighting scheme, 5) sample period, 6) sample composition. We find that the research design affects the anomaly, except the definition of systematic risk. More specifically, the IVOL anomaly is robust only to the case where we use i) 3~12 month periods for the IVOL estimation, ii) KSE breakpoint for sorting, iii) value-weighting scheme for the portfolio return computation. In particular, breakpoint weakens the robustness the most. Constructing portfolios with equal market shares, we fail to find any condition under which abnormal return on the long-short portfolio is statistically significant. Contrary to previous studies, we argue that the IVOL puzzle is not robust in the Korean stock market.

Keywords: Idiosyncratic Risk Puzzle; Cross-Section; KOSPI; FnGuide; Anomaly

JEL Classification: G11, G12

* This paper is based on the first chapter of Youngkyung Ok's doctoral dissertation written at Yeungnam University.

** Corresponding Author. Address: School of Business, Yeungnam University, 280 Daehak-Ro, Gyeongsan, Gyeongbuk, Korea, 38541; E-mail: jungmu@yu.ac.kr; Tel: +82-53-810-2843; Fax: +82-53-810-4652.