

고유변동성과 주식수익률의 관계: 한국자본시장의 증거[†]

엄철준¹ · 이우백² · 박래수³ · 장욱⁴ · 박종원⁵

< 요 약 >

본 연구는 한국자본시장에서 고유변동성이 주식수익률과 갖는 관계를 1992년 7월 ~ 2012년 6월의 표본을 대상으로 횡단면 분석을 통하여 검증한다. 강건한 결과 확보를 위해 검증결과에 영향을 미칠 수 있는 실증방법상의 여러 요소들을 고려하여 실증모형을 설계하고, 모형에서 생략된 변수들에 의한 영향으로부터 자유로운 결과를 얻기 위하여 선행연구에서 확인된 여러 변수들을 통제하여 분석하였다. 분석결과는, 결과에 차이를 가져오는 것으로 잘 알려진 실증방법상의 중요한 영향요소인 고유변동성의 추정방법이나 포트폴리오의 구성방법에 관계없이, 고유변동성이 미래 주식수익률과 유의한 음(-)의 관계를 가짐을 보여준다. 또한 고유변동성-주식수익률간의 음(-)의 관계는 가격결정모형에 생략된 변수들(단기수익률반전, 모멘텀, 거래회전율, 주가수준)에 의한 왜곡된 현상이 아니다. 그러나 이러한 관계는 주식시장의 상황을 통제하는 경우 시장하락기에서만 유의하게 나타나고 시장상승기에서는 그 유의성이 사라진다. 또 수익률의 계절특성을 통제하는 경우 1월에는 음(-)의 관계가 확인되지 않는다. 이러한 결과는 Ang et al. (2006, 2009)에서 보인 고유변동성 퍼즐이 한국자본시장에도 존재하나 이는 시장하락기에 고유변동성이 주식수익률과 갖는 관계가 나타난 결과이며 또 1월 외의 기간에만 나타나는 현상임을 보여주는 것이다.

주요단어: 고유변동성; 주식수익률; 고유변동성 퍼즐; 가격결정모형; 한국자본시장

[†] 본 연구는 2012년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2012S1A5A2A03034173).

1. 부산대학교 경영대학, 2. 한국방송통신대학교 경영학과, 3. 숙명여자대학교 경영학부, 4. 덕성여자대학교 경영학과, 5. 교신저자, 서울시립대학교 경영대학, 주소: 130-743, 서울특별시 동대문구 서울시립대로 163, E-mail: parkjw@uos.ac.kr

I. 서론

최근 재무 분야에서 고유위험 또는 고유변동성(idiosyncratic volatility, 이하 IVOL)이 주식가격의 변동을 설명하는 요인인지에 대해 많은 연구가 이루어지고 있다. 전통적인 포트폴리오이론(Markowitz, 1952)과 CAPM(Sharpe, 1964)이 성립하는 완전자본시장에서 개별주식의 고유위험은 분산투자에 의하여 완전히 제거될 수 있으므로 주식가격의 결정요인으로써 의미 있는 영향을 미치지 못한다. 그러나 불완전한 현실시장에서 투자자들은 다양한 이유로 충분히 분산된 포트폴리오를 구성하지 못하며, 투자자들은 고유위험을 부담하는 대가로 추가적인 양(+)의 프리미엄을 요구하게 된다(Levy, 1978; Merton, 1987; Malkiel and Xu, 2006). 따라서 현실 시장에서 고유변동성과 주식수익률의 관계는 유의한 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상할 수 있다. 그러나 예상과는 달리 최근의 실증연구에서 Ang, Hodrick, Xing and Zhang (2006, 2009)은 미국과 23개국의 선진자본시장 자료를 이용하여 검증한 결과 고유변동성이 큰 주식들이 낮은 수익률을 얻는다는 결과를 보여주어 학계와 실무계에 다양한 논쟁을 불러일으키고 있다.¹⁾

국내외의 여러 선행연구는 고유변동성이 주식수익률의 변화를 설명하는데 통계적으로 유의하며 그 가치를 갖는다는 증거를 제시한다. 하지만, 고유변동성이 미래의 주식수익률과 양(+)의 관계를 갖는지 아니면 음(-)의 관계를 갖는지에 대해서는 합의된 결론을 이끌어내지 못하고 있다. Ang et al. (2006, 2009), Guo and Savickas (2006, 2010) 등은 일별자료를 이용하여 월별 실현고유변동성(realized IVOL)을 구하고, 실현고유변동성이 포트폴리오의 수익률과 유의한 음(-)의 관계를 갖는다는 결과를 제시한다. 반면, Fu (2009)는 월별자료에 기초한 EGARCH모형으로부터 조건부 고유변동성(conditional IVOL)을 추정하고, 이 조건부 고유변동성이 포트폴리오 수익률과 유의한 양(+)의 관계

1) 실증연구에서 대표적으로 사용되는 고유위험의 대리치는 고유변동성이다. 고유변동성은 자산가격결정모형에서 공통요인에 의하여 설명되지 않는 주식수익률 부분인 잔차(residuals)로부터 계산된 변동성이고, 모형에서 생략된 요인들(omitted factors)의 영향에 해당한다. 주식가격에 영향을 미치는 요인이 자산가격결정모형에서 생략되었다면 생략요인에 따른 주식수익률의 변동은 모형의 잔차에 포함되어 있을 것이며, 따라서 생략요인의 변동에 보다 민감한 주식은 보다 큰 고유변동성을 갖게 될 것이다. 따라서 현실시장에서 투자자들이 충분히 분산된 포트폴리오를 구성할 수 없는 경우 고유변동성은 주식수익률과 양(+)의 관계를 가질 것이다. Fu (2009), Huang, Liu, Rhee, and Zhang (2010) 등은 이러한 결과를 실증적으로 잘 보여준다. 그러나 Ang et al. (2006, 2009)의 연구결과는 고유변동성이 미래 주식수익률과 음(-)의 관계를 갖는다는 것으로, 이는 작은 고유변동성을 갖는 주식들을 매수하고 큰 고유변동성을 갖는 주식들은 매도하는 차익거래포트폴리오(arbitrage portfolio)를 구성하였을 때 양(+)의 초과수익률을 얻을 수 있다는 것이다. 이는 재무이론의 상식에 배치되는 결과로, 이를 '고유변동성 퍼즐(IVOL puzzle)' 또는 '고유변동성 효과(IVOL effect)'라고 부른다.

를 갖는다는 결과를 보고한다.

Huang et al. (2010), Chua et al. (2010), Peterson and Smedema (2011) 등은 고유변동성과 주식수익률 간의 관계는 고유변동성을 추정하기 위하여 사용된 과거기간의 수익률 측정간격(일별, 월별)과 이에 기초하여 산출된 고유변동성의 종류(실현고유변동성, 조건부 고유변동성)에 따라 달라질 수 있다는 결과를 보고한다. 음(-)의 관계를 보여준 Ang et al. (2006, 2009)과 Guo and Savikas (2006, 2010)의 연구는 일별수익률 자료에 기초하여 월별 실현고유변동성을 구한 결과이고, 양(+)의 관계를 보여준 Fu (2009)의 연구는 월별수익률 자료에 기초한 조건부 변동성을 이용한 결과라는 것이다. 한편, Bali and Cakici (2008)는 일별자료로부터 구해진 실현고유변동성은 시장미시구조의 특성에 영향을 받을 수 있고, 월별자료에서 구해진 수익률 잔차가 보다 높은 예측력을 갖는 조건부 고유변동성을 제공한다고 주장한다. 또한, 이들은 실증과정에서 자료의 종류나 가중치부여방법 등 연구자의 주관적 선택이 검증결과에 의미 있는 영향을 미칠 수 있음을 보여준다.

이상빈과 서정훈(2007)은 Goyal and Santa-Clara (2003)의 연구에 기초하여 우리 시장에서 거래되는 주식들의 변동성을 분석한 결과 60%이상이 고유변동성으로 구성되며, 고유변동성은 Goyal and Santa-Clara의 연구와 유사하게 주식수익률과 유의한 양(+)의 관계를 갖는다는 결과를 제시하였다. 반면에, 유사한 방법을 이용한 윤상용 외 2인 (2011)은 국내주식들의 경우 총변동성이 수익률 변화에 음(-)의 영향을 미치나, 이러한 현상은 고유변동성에 기인하는 것이 아니라 체계적 위험에 기인한 현상이라고 주장한다. 실현고유변동성과 주식수익률의 관계를 검증한 김태혁과 변영태 (2011)는 미국시장에 대한 연구 결과와는 달리 국내시장의 경우 실현고유변동성이 가치가중 포트폴리오의 수익률과 유의한 관계를 갖지 않으며, 동일가중 포트폴리오의 수익률과는 유의한 음(-)의 관계를 갖는다는 결과를 제시하였다.²⁾

본 연구의 일차적인 목적은 고유변동성과 주식수익률의 관계에 영향을 미치는 것으로 잘 알려진 방법론상의 기본 요소들을 고려하여 실증모형을 설계하고, 이를 이용하여 한국주식시장에서 고유변동성과 주식수익률 간에 의미 있는 횡단면 관계가 존재하는지를 검증하는 것이다. 선행연구에서 확인된 검증결과에 영향을 미치는 방법론상의 공통적인 요소들로는 가격결정모형의 종류, 고유변동성의 추정방법, 포트폴리오 구성방법(가중치

2) Ang et al. (2006)은 실현고유변동성과 가치가중 포트폴리오수익률 간에 유의한 음(-)의 관계를 갖는다는 결과를 제시하였다. 가중치부여방법의 영향을 체계적으로 고려한 Bali and Cakici (2008)은 고유변동성과 동일가중 포트폴리오수익률 간에 유의한 음(-)의 관계를 발견할 수 없다는 결과를 보고한다.

부여방법) 등이다. 즉, 고유변동성은 가격결정모형으로부터 생성된 잔차를 이용하여 산출되는 것으로 어떤 가격결정모형을 이용하느냐에 따라 영향을 받는다. 기존연구에서 이용된 대표적 가격결정모형은 CAPM(Guo et al., 2006, 2010), Fama-French 3요인 모형(Ang. et al., 2006, 2009; Fu, 2009; Hung et al., 2010)이다. 고유변동성의 추정 방법으로 대표적인 것은 실현고유변동성과 조건부 고유변동성이다. Ang et al. (2006, 2009)은 실현고유변동성을 이용하여 고유변동성과 주식수익률 간의 음(-)의 관계를 확인하였다. Fu (2009)는 EGARCH모형으로부터 추정된 조건부 고유변동성을 이용하여 Ang et al.의 검증결과와 상반되는 결과를 도출하였다.³⁾ 포트폴리오 구성을 위한 가중치부여방법 또한 고유변동성과 주식수익률 간의 관계에 영향을 미칠 수 있다. Bali and Cakici (2008)는 동일가중방법, 가치가중방법, 역산 변동성기준 가중방법(inverse volatility weighting scheme) 등을 이용하여 포트폴리오를 구성하고 고유변동성과 포트폴리오 수익률 간의 관계를 분석하였다.

본 연구에서는 수익률 자료로 일별 및 월별 자료를 각각 이용한다. 고유변동성 추정에 사용되는 수익률 잔차를 얻기 위한 가격결정모형으로는 Fama-French 3요인모형을 이용하며,⁴⁾ 고유변동성은 실현고유변동성과 EGARCH 모형을 이용하여 추정된 조건부 고유변동성을 이용한다. 포트폴리오는 동일가중 및 가치가중 방법에 따라 구성하고 포트폴리오의 초과수익률과 고유변동성 간의 횡단면 관계를 분석한다.

고유변동성과 주식수익률의 관계에 대한 실증연구에서 또 하나 중요한 문제는 가격결정모형에서 생략된 요인에 따른 영향을 충분히 통제하여 분석결과와 신뢰성을 확보하는 것이다. 즉 모형의 잔차로부터 고유변동성이 산출되므로 검증결과에 영향을 미칠 수 있는 생략된 요인들에 따른 영향을 통제하는 것이 중요하다. Ang et al. (2006)은 Fama and French의 3요인 모형에 더해, 총변동성, 모멘텀(momentum), 유동성 등의 변수를 추가하여 검증하였으며, Huang et al. (2010)는 단기수익률반전(short-term return reversals, Jegadeesh, 1990), 레버리지, 회전율, 유동성 베타(Pastor and Stambaugh, 2003) 등을 포함하였고, Chua et al. (2010)는 단기수익률반전과 함께 기대변동성과 비기대변동성(expected and unexpected volatilities)을 구분하여 사용하였

3) Huang et al. (2010), Chua et al. (2010) 등은 ARMA모형에 의하여 산출된 조건부 고유변동성과 함께 기존연구들에서 소개된 고유변동성들을 이용하여 고유변동성과 주식수익률의 관계를 비교·분석하였다.

4) 모형의 잔차는 모형에서 생략된 요인들의 영향이므로, 잘 알려진 가격결정요인들이 충분히 통제된 잔차의 생성이 필요하다. 본 연구에서는 Fama-French 3요인모형이 CAPM의 단일요인인 시장위험프리미엄을 포함하고 있는 점을 고려하여 Fama-French 3요인모형을 가격결정모형으로 이용한다.

으며, Peterson and Smedema (2011)은 Winner/Loser효과, 단기수익률반전, 투자자 심리(investor sentiment) 등을 추가하여 분석하였다.

선행연구에서 이용된 여러 변수 중에서, 검증결과에 의미 있는 영향을 미친 대표적인 변수는 단기수익률반전이다. Huang et al. (2010)는 단기수익률반전을 실현고유변동성을 이용한 검증모형에 포함하면 Ang et al.이 보인 고유변동성과 주식수익률 간의 음(-)의 관계가 더 이상 나타나지 않는다는 결과를 보였다. 반면, Fu가 보인 조건부 고유변동성과 주식수익률의 검증결과에는 단기수익률반전의 포함 여부가 의미 있는 영향을 미치지 못했음을 보고한다. 이는 Ang et al. 등에 의하여 소개된 고유변동성 퍼즐이 단기수익률반전을 충분히 고려하지 못함으로써 나타난 결과이고, 고유변동성이 주식수익률과 갖는 관계는 Merton (1987)의 주장과 같이 위험-수익의 관점에서 해석할 수 있다는 것이다. Chua et al. (2010)와 Peterson and Smedema (2011) 등도 질적으로 유사한 결과를 보고한다.

국내시장을 대상으로 한 연구에서는 3요인 모형을 이용하는데 그치고, 단기수익률반전과 같은 생략된 변수를 모형에 포함하여 검증결과의 강건성을 확인하는 연구는 아직 이루어지지 않고 있다. 따라서 본 연구의 두 번째 목적은 국내시장의 고유변동성과 주식수익률 간의 관계가 생략된 변수들의 영향으로부터 자유로운 강건한 결과인지를 분석하는 것이다. 본 연구에서는 선행연구에서 고유변동성-주식수익률간의 관계에 의미있는 영향을 미치는 것으로 잘 알려진 단기수익률반전을 포함하여 분석한다. 또 모멘텀, 거래회전율, 주가수준 등을 통제한다. 즉, (1)Huang et al. (2010), Chua et al. (2010), Peterson and Smedema (2011)의 연구를 참조하여 Jegadeesh (1990)의 단기수익률반전⁵⁾을 검증모형에 통제변수로써 포함한다. (2)3요인모형에 모멘텀을 포함한 Carhart (1997)의 4요인모형을 이용하여 검증결과의 변화를 분석한다.⁶⁾ (3)표본주식의 유동성을 대리하는 변수로 거래량회전율을 통제변수로 포함하며, 주가수준에 따른 차이를 통제하

5) Jegadeesh (1990)은 월별 주식수익률에 있어서 음(-)의 1차 시계열상관(단기수익률반전)이 통계적으로 뿐만 아니라 경제적으로도 유의하다는 실증결과를 제시하였다. 또한, 장기 시계열상관(특히 12개월 시계열상관)은 유의한 양(+)의 관계를 갖는다는 것을 보여주었다. Huang et al. (2010) 등의 연구에서 단기수익률반전의 대리치로 이용한 변수는 검증월의 직전월 수익률이다. 한편, Ang et al. (2006, 2009)에서 사용된 직전월 기준 과거 일정기간의 누적수익률은 모멘텀 특성을 나타내는 변수로 단기수익률반전 변수와는 구분된다.

6) 모멘텀은 Winner/Loser효과와 관련을 가지며, Huang et al. (2010), Peterson and Smedema (2011)는 고유변동성 효과를 설명하는 요인으로 모멘텀을 들고 있다. 최근 Chui et al. (2010)는 세계 각국의 주식시장에 대한 모멘텀 효과를 조사한 결과(표 3, p376). 대부분의 국가에서 모멘텀효과는 양(+)의 값을 나타내지만, 한국의 경우는 반대투자효과(음(-)의 값)를 나타내며 유의성도 없다는 모멘텀효과에 대한 부정적 결과를 보여준다.

기 위해 평균주가를 포함한다.⁷⁾ 이후 검증결과가 주식수익률의 계절성에 영향을 받는지를 보기 위해 표본을 1월과 1월외 표본으로 구분하여 재분석하고,⁸⁾ 시장상황에 따라 고유변동성-주식수익률의 관계가 차별적으로 나타나는지를 보기 위해 표본을 상승기와 하락기로 나누어 추가 분석한다.⁹⁾

본 연구의 주요결과를 요약하면 다음과 같다. Fama-MacBeth 횡단면 회귀분석을 이용하여 분석한 결과, 한국주식시장에서 고유변동성과 주식수익률 간의 관계는 고유변동성의 추정방법이나 포트폴리오의 구성방법에 관계없이 유의한 음(-)의 관계를 가진다. 또한, 이러한 음(-)의 관계는 가격결정모형에 고려되지 않은 생략된 변수들(단기수익률 반전, 모멘텀, 거래량회전율, 주가수준)에 의한 왜곡된 결과가 아닌 강건한 결과이다. 그러나 한국자본시장에서 확인되는 고유변동성과 주식수익률간의 음(-) 관계는 시장상황을 통제하는 경우 시장하락기에서는 유의하게 성립하나 시장상승기에는 그 유의성이 사라진다. 또 수익률의 계절특성을 통제하는 경우 1월에는 음(-)의 관계가 확인되지 않는다. 이러한 결과는 한국자본시장에 존재하는 고유변동성 퍼즐이 하락 시장의 주요한 특성이며 또 1월 외의 기간에만 나타나는 현상임을 보여주는 것이다.

이후의 논문 구성은 다음과 같다. 제 II 장에서는 연구설계와 방법론에 대해 설명한다. 제 III 장에서는 Fama-MacBeth 횡단면 회귀분석을 이용한 고유변동성과 주식수익률 간의 관계에 대한 실증결과를 제시한다. 제 IV 장에서는 수익률의 계절성과 시장상황에 따라 고유변동성-주식수익률의 관계가 어떤 영향을 받는지를 추가로 분석한다. 마지막으로 제 V 장에서는 연구결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

7) Gervais et al. (2001)은 거래량이 높았던 주식이 미래에 더 높은 수익률을 얻는다고 결과를 보고하며, Ang et al. (2006), Fu (2009), Huang et al. (2010)은 고유변동성 퍼즐을 검증하는 모형의 통제변수로 거래량회전율을 포함하여 분석한다. Brandt et al. (2010)은 미국시장에서 1962 ~ 1997년의 기간에 발생한 고유변동성 변동의 상당부분을 개인투자자 소비비중이 높은 주가가 낮은 종목에서 발생한 특성으로 설명될 수 있음을 보인다. 반면 Chen et al. (2012)은 고유변동성 퍼즐이 주가수준과 관계없이 모든 주식에 공통적으로 발생하는 현상이라고 주장한다..

8) Doran et al.(2008)은 고유변동성 퍼즐이 1월외의 달에서만 나타나며, 1월의 경우 고유변동성이 높은 주식들이 낮은 주식들에 비해 더욱 높은 초과수익률을 얻음을 보여준다. Chen et al. (2012) 역시 유사한 결과를 보여준다.

9) Harvey (2001), Lettau and Ludvigson (2003), Brandt and Kang (2004)은 주식수익률과 변동성의 관계가 시간가변적(time-varying)임을, Pettengill et al. (1995, 2002), 김동철 (2004), 엄철준(2012)은 시장베타가 주식수익률과 갖는 관계가 시장상황에 따라 달라짐을 잘 보여준다. 이들 선행연구는 고유변동성이 주식수익률에 미치는 영향도 시장상황에 따라 달라질 수 있음을 시사한다. 따라서 본 연구에서는 시장의 상승기와 하락기로 표본을 구분하고 고유변동성 퍼즐을 분석한다.

II. 연구설계와 방법론

1. 표본자료

본 연구는 FnGuide로부터 2012년 12월 기준으로 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 주식과 상장 폐지된 주식 1,074개를 대상으로 각 하위기간별 자료조건 및 기간조건에 부합하는 주식들을 선정하여 분석에 이용하였다. 자료의 이용기간은 1989년 7월부터 2012년 6월(23년 276개월)이며,¹⁰⁾ 고유변동성-주식수익률 간의 관계의 검증에 이용된 표본기간은 1992년 7월부터 2012년 6월의 240개월이다.¹¹⁾

주식수익률은 로그차분으로 계산된 일별 주식수익률을 이용하고, 월별 주식수익률은 달력월의 실제 거래일에 근거하여 전환·산출하였다. 시장수익률은 한국종합주가지수(KOSPI) 수익률을 이용하였고, 개별 주식자료와 동일한 기간 및 수익률 산출방법으로 구하였다. 무위험이자율의 대용치로는 통화안정증권(364일)의 수익률을 이용한다. 분석에 필요한 회계자료는 기업규모와 장부가치/시장가치 비율을 산출하는데 필요한 자료이다. 즉, 주식의 시장가치를 계산하는데 필요한 주식가격과 발행주식수 자료, 장부가치를 산출하는데 필요한 보통주와 우선주의 자기자본 자료이다. 다음에 구체적인 표본 구성과정을 설명한다.

표본구성 1단계: 금융업 제외, 12월 결산법인, 회계자료 이용가능성

분석에 이용된 주식들은 다음의 조건에 부합하는 기업들이 발행한 보통주이다. 첫째, 금융업에 속하는 기업들을 제외하였다. 둘째, 12월 말 결산법인을 대상으로 하였다. 즉, 분석에 이용되는 장부가치/시장가치 비율 등의 회계자료는 결산월 기준으로 측정되는데 측정의 편의를 위해 12월 말 결산법인으로 표본을 한정하였다.¹²⁾ 셋째, 각 하위기간별

10) 설정된 표본기간은 FnGuide에서 제공하는 무위험수익률로 가장 긴 기간의 자료를 확보할 수 있는 통화안정증권(364일) 수익률을 이용한 것에 기인한다. 한국주식시장에서 김인수와 홍정훈(2008)은 무위험이자율로 시장금리의 변동을 잘 반영할 것으로 예상되는 CD(91일) 유통수익률의 사용을 제안하였으나, 무위험수익률의 선택문제가 위험프리미엄의 측정에 유의한 영향을 미친다는 증거를 발견하지 못했다. 한편, 위험과 수익관계에서 시장베타의 유용성을 검증한 엄철준(2012)은 무위험수익률로 통화안정증권(364일)과 CD(91일) 유통수익률을 모두 사용하였고, 검증결과에 의미 있는 차이를 관찰하지 못했다. 따라서 본 연구는 보다 긴 표본기간을 확보하기 위하여 FnGuide에서 가장 긴 기간의 자료를 제공하는 통화안정증권 수익률을 무위험수익률로 사용한다.

11) 본 연구의 실증분석은 Ang et al. (2006, 2009), Fu (2009), Huang et al. (2010) 등의 검증방법을 원용한다. 하위기간 구성에 대한 구체적 내용은 'II. 2.'에서 설명한다.

로 검증에 필요한 자료를 갖는 기업들로 제한하였다. 각 하위기간별로 연속적인 주식이 가격정보를 갖고, 직전년도 12월 말의 장부가치/시장가치 비율이 산출되고 그 값이 음(-)이 아니며, 검증시작월(7월) 직전월인 6월 말 기준 기업규모가 산출되고 그 값이 0보다 큰 값을 갖는 기업들을 이용한다. 이상과 같이, 전체기간 및 하위기간에 있어서 검증에 필요한 주식자료와 회계자료에 대한 조건과 기간조건을 충족한 표본기업들의 수는 첫번째 하위기간인 1989년 7월~1993년 6월 동안의 417개 주식들에서 마지막 하위기간인 2008년 7월~2012년 6월 동안의 586개 주식들의 범위에 있으며, 분석에 사용될 월-주식 표본의 수는 총 128,748개이다.

표본구성 2단계: 독립변수들에 존재하는 극단치의 조정

본 연구의 실증분석에 사용될 설명변수(II. 2 참조)는 모두 10가지이다(시장베타, 규모베타, 가치비율베타, 기업규모, 가치비율, 단기수익률반전, 모멘텀, 거래량회전율, 평균주가, 그리고 고유변동성). 각 변수에 존재하는 극단치가 검증결과에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위해 각 변수들에서 99% 구간에 속하는 표본만을 이용한다. 즉, 각 변수를 절대값 기준으로 정렬한 후 상위 1%에 해당하는 월-주식 표본을 분석대상에서 제외하였다. 이 과정에서 총 12,828개의 월-주식 표본이 제외되어 최종적으로 분석에 사용된 1992년 7월 ~ 2012년 6월의 검증기간동안의 월-주식 표본의 수는 117,929개이다.

2. 기간설정, 검증단계 및 검증모형

본 연구는 한국주식시장의 고유변동성과 주식수익률간의 횡단면 관계를 검증하기 위하여 고유변동성과 주식수익률 관계에 대한 상반된 결과를 제시한 Ang et al. (2006, 2009)과 Fu (2009)가 사용한 횡단면 연구설계를 함께 고려한다. 또한, 분석결과에 영향을 미치는 실증방법상의 기본적인 영향요소(가격결정모형, 고유변동성의 추정방법, 포트폴리오 구성방법 등)에 더해 가격결정모형에서 생략된 요인들(omitted factors)을 대리하는 변수들(단기수익률반전, 모멘텀, 거래량회전율, 평균주가)을 포함하는 모형을 구성하여 검증한다. 이후 주식수익률의 계절성과 시장상황에 따른 영향을 추가적으로 분석한다.

본 연구에서 공통적으로 적용되는 기간설정은 다음과 같다. 고유변동성과 주식수익률

12) Fama and French (1992, 1993)의 실증설계에 근거한 국내외의 많은 연구들에서, 결산월의 차이는 검증결과에 의미 있는 영향을 주지 않는 것으로 확인되었다.

간의 관계에 대한 기존연구들은 대부분 Fama and French (1992)에서 사용된 기간설정과 기업규모(SIZE)와 장부가치/시장가치비율(BM, 가치비율)을 기준으로 구성된 포트폴리오를 이용한다. 본 연구도 이를 준용한다. 따라서 SIZE-BM 포트폴리오 초과수익률에 고유변동성이 미치는 영향을 검증하는 기간은 t 년도 7월에서 $t+1$ 년도 6월까지 12개월이고, 검증모형의 독립변수를 생성하는 기간은 독립변수를 모두 생성할 수 있는 $t-3$ 년도 7월에서 t 년도 6월까지의 36개월이다. 즉, 검증월이 t 년도 7월인 경우, t 년도 6월 말의 기업규모, $t-1$ 년도 12월 말의 가치비율, t 년도 6월의 일별수익률 자료를 이용하여 추정된 시장베타(β_M), 규모베타(β_{SMB})와 가치비율베타(β_{HML}), 단기수익률반전(REVS)의 대리치인 t 년도 6월의 수익률, $t-1$ 년 12월에서 t 년 5월까지의 보유기간수익률로 측정되는 모멘텀(MOMT), t 년 6월의 거래량을 $t-1$ 년 12월 말의 발행주식수로 나눈 거래량회전율(TNOV), t 년 6월의 일별주가 평균치의 로그값으로 측정되는 평균주가(AP), 그리고 t 년 6월의 일별수익률에 기초한 실현고유변동성(realized IVOL)과 $t-3$ 년도 7월에서 t 년도 6월의 36개월의 월별수익률 자료에 기초한 조건부 고유변동성(conditional IVOL)이 계산된다. 기업규모와 가치비율을 제외한 모든 변수는 매월 추정된다. 고유변동성과 주식수익률 간의 관계를 검증하는 전체검증기간은 1992년 7월부터 2012년 6월까지의 240개월이며, 매월별로 횡단면 회귀분석을 통해 검증이 이루어진다. 다음에 사용된 검증방법 및 과정을 구체적으로 설명한다.

2.1. 고유변동성의 추정

고유변동성과 주식수익률의 관계를 검증한 선행연구는 고유변동성을 추정하는 방법에 따라 검증결과가 달라질 수 있음을 보여준다. 이는 고유변동성의 추정과정에서 이용된 가격결정모형과 고유변동성 추정방법의 차이에서 그 이유를 찾을 수 있다. 먼저, 고유변동성 추정을 위한 잔차를 생성하기 위해 이용하는 가격결정모형에 따라 결과가 달라질 수 있다.¹³⁾ 통계학적 의미에서 잔차는 종속변수의 변화를 설명할 수 있는 생략된 변수들의 집합이므로 주식수익률의 변화를 설명하는데 고유변동성이 의미 있는 변수인지를 확인하기 위해서는 고유변동성에 의한 설명력이 생략된 변수들에 의한 편의를 반영하는 것이 아닌지의 확인이 필요하다. 다음으로, 고유변동성의 추정방법에 따라 차이가 발생할 수 있다. Ang et al. (2006)은 일별수익률 자료를 이용하여 추정한 실현고유변동성을 이용하였고, 반면에 Fu (2009)는 과거 일정기간동안(30개월)의 월별수익률 자료에

13) 기존연구들 중에서, Guo et al. (2006, 2010) 등은 CAPM을, Ang et al. (2006, 2009), Fu (2009) 등은 3요인모형, 그리고 Huang et al. (2010), Peterson and Smedema (2011) 등은 3요인모형과 함께 4요인모형을 이용한다.

기초한 EGARCH 모형으로 추정한 조건부 고유변동성을 이용하였다.

본 연구는 식 (1)로 표현되는 Fama-French 3요인모형의 잔차(ϵ_j)를 이용하여 고유변동성을 구한다.

$$r_{j,t} - r_{f,t} = \beta_0 + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \epsilon_{j,t} \quad (1)$$

식 (1)에서 $r_{j,t}$ 와 $r_{f,t}$ 는 t 기의 j 주식의 수익률과 무위험수익률을 각각 나타낸다. 그리고 MKT_t , SMB_t , HML_t 는 t 기의 시장프리미엄, 규모프리미엄, 가치프리미엄을 각각 나타낸다.¹⁴⁾

식 (1)에서 생성된 잔차를 이용하여 Ang et al. (2006)과 Fu (2009)의 연구에서 사용된 실현고유변동성과 조건부고유변동성을 추정한다. 본 연구에서 사용된 고유변동성 추정방법은 다음과 같다.

첫째, 잔차의 자기상관을 고려하지 않은 실현고유변동성($IVOL_{j,t}^{Real(1)}$)이다. 즉, t 월의 실제 거래일(N_t)의 일별 주식수익률을 이용하여 식 (1)의 3요인모형으로부터 일별 잔차를 구하고, 이 일별 잔차의 제곱 합의 표준편차를 구하여 t 월의 실현고유변동성을 추정한다(French et al., 1987).

$$IVOL_{j,t}^{Real(1)} = \sqrt{\sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{j,i,t}^2} \quad (2)$$

식 (2)와 같이 추정된 t 월의 실현고유변동성은 $(t+1)$ 월의 고유변동성 예측치로 이용된다. 즉, 고유변동성이 마팅게일(martingale) 과정을 따른다는 가정 하에, 직전월의 실현 고유변동성을 구하고 이를 검증월의 고유변동성 예측치로 이용한다.

14) 본 연구는 3요인모형의 독립변수인 시장위험프리미엄(MKT_t), 규모프리미엄(SMB_t), 가치프리미엄(HML_t)을 추정을 위하여 Fama and French (1993)의 방법을 따랐다. 즉, 전체표본을 기업규모(SIZE)에 따라 소규모(small, 50%)와 대규모(big, 50%) 포트폴리오로 구분하고, 가치비율(BM)에 따라 저비율(low, 30%), 중간비율(neutral, 40%), 고비율(high, 30%) 포트폴리오로 구분한 후에 2×3 SIZE-BM 포트폴리오를 구성하였다. 이후 구성된 6가지 포트폴리오(small-low(SL), small-neutral(SN), small-high(SH), big-low(BL), big-neutral(BN), big-high(BH))를 이용하여 규모프리미엄인 $SMB=(SL+SN+SH)/3-(BL+BN+BH)/3$ 와 가치프리미엄인 $HML=(SH+BH)/2-(SL+BL)/2$ 를 구하였다. 한편, MKT 는 시장수익률에서 무위험수익률을 차감하여 계산된 값이다. 2×3 SIZE-BM 포트폴리오는 12개월 기준으로 매년 6월 말에 재구성하고, 전체기간(1989.7~2012.6)에 대한 3요인을 생성하였다.

둘째, 잔차의 자기상관을 반영한 실현고유변동성($IVOL_{t-1}^{Real(2)}$)이다. 식 (1)의 일별 잔차를 이용하여 자기상관을 반영한 고유변동성은 French et al.(1987)을 따라 다음과 같이 추정된다.¹⁵⁾

$$IVOL_{j,t}^{Real(2)} = \sqrt{\sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{j,i,t}^2 + 2 \sum_{i=1}^{N_t-1} \epsilon_{j,i,t} \epsilon_{j,i+1,t}} \quad (3)$$

셋째, EGARCH 모형에 의한 조건부 고유변동성($IVOL_t^{Con}$)이다. Fu (2009)는 EGARCH에 의한 조건부 고유변동성이 일별 주식수익률로부터 산출된 월별 실현고유변동성에 비교하여 더 나은 고유변동성의 측정치임을 주장하였다. 본 연구는 검증월 이전의 과거 36개월의 기간 동안의 월별 주식수익률을 이용한 식 (4a)의 3요인모형으로부터 월별 잔차를 생성하고, 생성된 월별 잔차를 이용하여 식 (4b)의 EGARCH(p,q) 모형을 통해 검증월의 조건부 고유변동성을 추정한다.

$$r_{j,t} - r_{f,t} = \beta_0 + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \epsilon_{j,t}, \quad \epsilon_{j,t} \sim N(0, \sigma_{j,t}^2) \quad (4a)$$

$$\ln(\sigma_{j,t}^2) = a_j + \sum_{i=1}^p b_{j,i} \ln(\sigma_{j,t-i}^2) + \sum_{k=1}^q c_{j,k} \left\{ \theta \left(\frac{\epsilon_{j,t-k}}{\sigma_{j,t-k}} \right) + \gamma \left[\left| \frac{\epsilon_{j,t-k}}{\sigma_{j,t-k}} \right| - \left(\frac{2}{\pi} \right)^{0.5} \right] \right\} \quad (4b)$$

$$IVOL_{j,t}^{Con} = \sqrt{\sigma_{j,t}^2} \quad (4c)$$

고유변동성-주식수익률의 관계 검증에 사용되는 조건부 고유변동성은 식 (4c)로 계산되는 표준편차이며, EGARCH(p,q)의 차수는 p=1,2,3과 q=1,2,3에 의한 가능한 조합들 중에서 가장 작은 AIC값을 갖는 조합(p,q)를 선택하였다.

2.2. 포트폴리오 구성과 검증모형의 변수들

본 연구에서 사용될 포트폴리오 구성방법과 검증에 사용될 종속변수와 독립변수의 산출방법을 설명하면 다음과 같다.

먼저, 5×5 SIZE-BM 포트폴리오이다. 본 연구에서는 Fama and French (1993)에

15) 식 (3)의 오른쪽에서 루트 안의 값은 일별 잔차의 자기상관 값에 따라 음(-)의 값을 가질 수 있다. 음의 값을 갖는 경우 분석대상 표본에서 제외시켰다. 이에 따라 매월 제외되는 표본 주식 수는 0~28개로 총 2,270개이며 식 (3)에 의해 구해지는 최종 표본수(월-주식 기준)는 115,920개로 식 (2)에 의해 고유변동성이 계산되는 표본 수 117,929개의 98.3%이다.

기초하여 검증월 이전기간에 측정된 기업규모와 가치비율의 크기에 따라 각각의 5가지 하위 포트폴리오로 구분된 5×5 SIZE-BM 포트폴리오를 구성한다. 즉, 개별주식의 기업 규모 크기에 따라 균등 배분된 5가지 SIZE 포트폴리오를 구성한다. 여기서, 포트폴리오 I 은 가장 큰 기업규모를 갖는 주식들로 구성된 포트폴리오이고, 포트폴리오 V는 가장 작은 기업규모를 갖는 주식들로 구성된 포트폴리오이다. 이후 SIZE 포트폴리오별로 가치비율의 크기에 따라 균등 배분된 5가지 하위 포트폴리오를 다시 구성한다. 즉, 포트폴리오 I 에서 구성 주식들의 가치비율의 크기를 내림차순으로 정렬한 후에 5가지 하위 포트폴리오(I -1, I -2, I -3, I -4, I -5)로 균등 배분한다. 이러한 과정은 포트폴리오 II, III, IV, V의 나머지 포트폴리오에 동일하게 적용된다. 따라서 SIZE-BM 포트폴리오는 기업규모와 가치비율을 기준으로 총 25가지 하위 포트폴리오로 구성된다.

SIZE-BM 기준 25개 포트폴리오에 대하여 초과수익률과 시장베타, 규모베타, 가치비율베타, 기업규모, 가치비율, 고유변동성, 단기수익률반전, 모멘텀, 거래량회전율, 평균주가 변수의 산출방법은 다음과 같다.

첫째, 종속변수인 포트폴리오 초과수익률은 매월의 25개 SIZE-BM 포트폴리오의 수익률에서 무위험수익률을 차감한 값($r_{p,t} - r_{f,t}$)이다. 포트폴리오 수익률은 Bali and Cakici (2008)에서 보인 가중치부여방법에 따른 차이를 확인하기 위하여 균등비율로 가중치를 주어 구성한 동일가중포트폴리오와 각 주식의 포트폴리오에서 차지하는 시장가치를 이용한 가치가중포트폴리오의 수익률이다.

둘째, 포트폴리오의 시장베타($\beta_{M,p}$), 규모베타($\beta_{SMB,p}$), 가치비율베타($\beta_{HML,p}$)는 포트폴리오를 구성하는 각 개별주식의 직전월 일별 주식수익률을 종속변수로 하고, Fama and French (1993)의 3요인인 일별 시장프리미엄(MKT), 규모프리미엄(SMB), 그리고 가치비율프리미엄(HML) 각각을 독립변수로 하는 단순회귀분석으로부터 개별주식의 베타계수를 추정한 후 추정된 각 베타에 가중치를 곱하여 구한 동일가중/가치가중 포트폴리오베타이다.

셋째, 포트폴리오 규모($SIZE_p$)는 포트폴리오를 구성하는 개별주식의 매년 6월 말의 가격에 전년도 말의 발행주식수를 곱하여 계산한 개별주식 시장가치의 로그 값에 포트폴리오 가중치를 곱해 구한 값이다.

넷째, 포트폴리오 가치비율(BM_p)은 $t-1$ 년의 12월 말에 포트폴리오를 구성하는 개별주식의 장부가치(자본총액에서 우선주 자본을 뺀 값, BE_j)를 시장가치(주식가격과 발행주식수를 곱한 값, ME_j)로 나눈 값을 로그로 전환한 값($\ln(BE_j/ME_j)$)에 가중치를 곱하여 구한 값이다.

다섯째, 포트폴리오 고유변동성($IVOL_p$)은 앞서 설명한 방법에 의하여 추정된 개별주식의 3가지 고유변동성에 가중치를 곱하여 다음과 같이 구한 값이다.

$$IVOL_p^{Real(1)} = \sum_j^n w_j \cdot IVOL_j^{Real(1)} \quad (5a)$$

$$IVOL_p^{Real(2)} = \sum_j^n w_j \cdot IVOL_j^{Real(2)} \quad (5b)$$

$$IVOL_p^{Con} = \sum_j^n w_j \cdot IVOL_j^{Con} \quad (5c)$$

식 (5)의 3가지 고유변동성은 선행연구에서와 마찬가지로 1개월의 시차를 갖고 반복적으로 추정된다. 예를 들어, t 년 7월에 이용될 실현고유변동성($IVOL_j^{Real(1)}$, $IVOL_j^{Real(2)}$)은 직전월인 t 년 6월까지의 일별 수익률 자료를 이용하여 추정하고, 조건부 고유변동성($IVOL_j^{Con}$)은 직전월인 t 년 6월까지의 과거 36개월 월별 수익률 자료를 이용하여 추정한다. 그리고 추정된 각 고유변동성에 포트폴리오의 가중치를 곱하여 포트폴리오의 동일가중/가치가중 고유변동성을 구한다.

여섯째, 포트폴리오 단기수익률반전($REVS_p$)의 대리치는 검증월(예, t 년 7월) 직전월(t 년 6월)의 포트폴리오 수익률을 사용한다. 즉, 포트폴리오를 구성하는 개별주식의 직전월의 수익률에 포트폴리오 가중치를 곱하여 구한 값이다.

일곱째, 모멘텀($MOMT_p$) 변수는 앞의 단기수익률반전 변수를 산출하는 기간과 겹치지 않는 과거 6개월간의 누적수익률을 이용한다. 예를 들어 검증월이 t 년 7월인 경우, 포트폴리오를 구성하는 각 주식의 $t-1$ 년 12월부터 t 년 5월까지의 6개월 동안의 보유수익률에 가중치를 곱하여 포트폴리오 모멘텀 변수를 구성한다.

여덟째, 포트폴리오 거래회전율($TNOV_p$)은 직전월의 개별주식의 월 거래량을 직전연도 말의 발행주식수로 나누어 구한 개별주식 거래회전율에 포트폴리오 가중치를 곱해 구한 값이다.

아홉째, 포트폴리오의 평균주가(AP_p)는 포트폴리오를 구성하는 개별주식의 직전월의 일평균주가의 로그값에 포트폴리오 가중치를 곱해 구한 값이다.

다음의 <표 1>은 표본주식들에 대해 분석에 사용될 주요변수들을 구하고 그 요약통계량을 나타낸 것이다.

<표 1> 주요 변수들의 요약 통계량

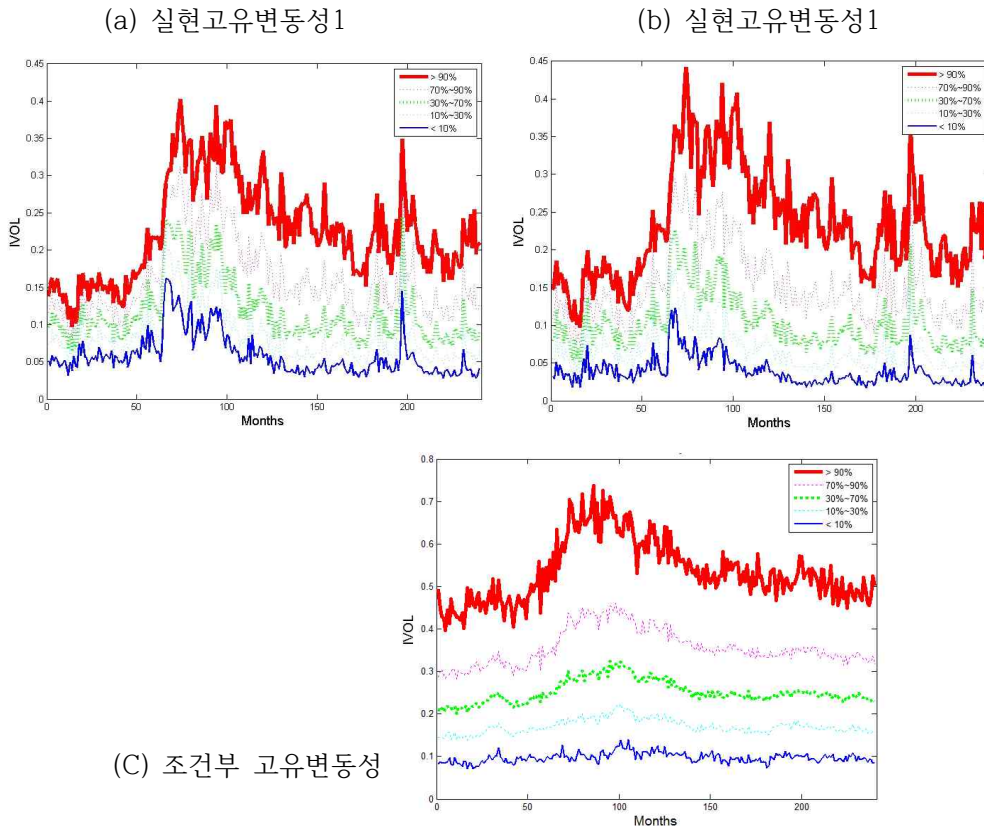
표에서 평균은 각 변수에 대해 전체 표본주식이 갖는 값의 산술평균이다. 초과수익률은 각 주식의 (월 수익률-무위험이자율), 시장베타, 규모베타, 가치비율베타는 전월의 일별 수익률을 각주 15)에서 설명한 방법으로 구한 시장프리미엄, 규모프리미엄, 가치비율프리미엄에 대해 회귀분석하여 구한 값, 기업규모는 6월말 기준 보통주식 시장가치의 로그값, 가치비율은 전년도 말 기준 보통주장부가치를 시장가치로 나눈 비율의 로그값, 고유변동성은 각기 식 (2), 식(3), 식(4)로 추정한 값, 단기수익률반전은 전월의 수익률, 모멘텀은 전월을 제외한 과거 6개월의 누적수익률, 거래회전율은 전월 거래량을 전년도 말 발행주식수로 나눈 비율, 평균주가는 전월의 일평균주가의 로그값을 나타낸다.

	평균	표준편차	왜도	첨도	최댓값	최솟값
초과수익률	-0.0064	0.1791	0.0858	11.7629	2.0842	-2.3732
시장베타	0.1432	0.4128	0.8871	8.2799	3.9160	-3.7976
기업규모	24.814	1.6430	0.5987	3.7672	31.0576	17.717
가치비율	-7.9472	1.1264	0.0736	3.4910	-3.2193	-12.023
실현고유변동성1	0.1241	0.0654	1.2543	4.7468	0.4966	0.0000
실현고유변동성2	0.1120	0.0689	1.5348	6.3044	0.5993	0.0000
조건부 고유변동성	0.2700	0.1291	1.3308	6.3535	1.4036	0.0000
규모베타	0.3375	3.9798	13.8725	207.009	61.698	-6.1313
가치비율베타	0.1744	3.4959	11.5328	162.405	51.808	-7.9479
단기수익률 반전	-0.0060	0.1634	-0.0945	8.1273	1.6614	-1.7185
모멘텀	-0.0112	0.4181	-0.4086	6.1496	2.1547	-3.0854
거래회전율	0.3522	1.3320	27.659	1175.93	98.904	0.0000
평균주가	9.1524	1.2761	-0.2570	3.0925	13.675	4.0518

표를 보면, 검증기간 240개월 동안의 초과수익률 평균값은 -0.64%로 표본주식들이 (-)의 위험프리미엄을 얻었음을 보여준다. 표준편차는 평균 17.91%이며 높은 첨도를 보이고 있어 정규분포에 비해 가격의 급등락이 빈번하게 발생했음을 보여준다. 시장베타는 평균 0.1432의 값을 가지나 최댓값이 약 3.91, 최솟값은 약 -3.80로 그 변동이 매우 크다. 규모베타와 가치비율베타 역시 그 분포가 매우 넓다. 이는 본 연구에서 인용한 Ang et al. (2009)의 3요인 베타계수 추정방법에 따라 검증기간 직전월 내에서의 일별 거래일 자료만을 이용한 것에 기인하는 것으로 보인다. 고유변동성 측정치를 보면 자기상관을 반영하지 않은 실현고유변동성 측정치의 경우 평균 0.2141이며, 최대 0.4966에서 최소 0의 범위에 분포한다. 자기상관을 반영한 실현고유변동성의 경우 평균 0.1120이며, 0.5933~0 범위에 분포해 자기상관의 반영여부가 실현고유변동성 측정치에 큰 영향을 미치지 않음을 보여준다. 그러나 EGARCH 모형을 이용한 조건부 고유변동성 측정치는 평균 0.27로 실현고유변동성에 비해 매우 크다. 그 분포 역시 1.4036에서 0의

사이에 분포해 실현고유변동성에 비해 변동이 매우 큼을 보여준다. 조건부 고유변동성의 이러한 결과는 표본기업들의 변동성에 지속적인 특성이 강하게 존재함을 의미한다.

<그림 1> 고유변동성 측정치들의 변동행태



<그림 1>은 1992년 7월부터 2012년 12월까지의 기간 동안 세 가지 고유변동성 추정치를 크기에 따라 상위 10%(>90%), 70~90%, 30~70%, 10~20%, 하위 10%(<10%)의 다섯 집단으로 분류한 후 각 집단의 고유변동성 평균치의 변동행태를 나타낸 것이다. <그림 1>에서 볼 수 있듯이 고유변동성은 측정방법에 관계없이 시간가변적(time-varying)인 모습을 보여주며, 상위10%와 하위10% 집단 간의 차이가 매우 크다. 또 금융시장의 위기기간 (1997년 한국외환위기, 2008년 미국발 금융위기)에서 고유변동성은 급격히 커지는 행태를 갖는다. 측정방법에 따른 차이를 보면 <표 1>에서 살펴본 것과 같이 실현고유변동성 보다 조건부 고유변동성이 더욱 크며 지속적인 모습을 보여

준다. 한편, 고유변동성 측정치들간의 상관계수는 두 실현고유변동성간의 상관계수는 87.7%로 예상대로 매우 높은 값을 가지며, 자기상관 반영전의 실현고유변동성과 조건부고유변동성간의 상관계수는 23.3%, 자기상관을 반영한 실현고유변동성과 조건부고유변동성간의 상관계수는 21.0%의 값을 갖는다.

2.3. 검증모형

본 연구에서는 Ang et al. (2006, 2009)과 Fu (2009) 등의 선행연구와 일관성을 갖도록 Fama-MacBeth (1973)의 2단계 횡단면 회귀분석을 이용한다. 즉, 1992년 7월부터 2012년 12월까지의 240개월 동안 매 월별로 고유변동성과 포트폴리오 수익률 간의 관계를 횡단면 회귀분석으로 추정하고, 각 독립변수의 추정된 회귀계수에 대한 시계열 평균값과 그 통계적 유의성을 기준으로 고유변동성과 기대 주식수익률간의 횡단면 관계를 평가한다.

2.3.1. 고유변동성과 포트폴리오 수익률의 관계 검증을 위한 기본모형

고유변동성과 포트폴리오 수익률의 횡단면 관계를 살펴보기 위한 기본 검증모형은 매 월(예, t 년 7월)의 SIZE-BM 기준 25개 포트폴리오 초과수익률을 종속변수로 하고, 검증월 이전의 과거기간에서 생성한 포트폴리오의 시장베타(β_p), 규모($SIZE_p$), 가치비율(BM_p), 고유변동성($IVOL_p$)을 독립변수로 하여 구성한 식 (6)이다. 동일가중포트폴리오와 가치가중포트폴리오로 구분하여 검증한다(Bali and Cakici, 2008).

$$r_{p,t} - r_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{M,p,t-1} + \gamma_2 SIZE_{p,t-1} + \gamma_3 BM_{p,t-1} + \gamma_4 IVOL_{p,t-1} + v_{p,t} \quad (6)$$

식 (6)에서 독립변수에 표시된 아래첨자 $t-1$ 은 과거기간에서 생성된 변수임을 나타낸다.¹⁶⁾ 그리고, 고유변동성은 앞서 설명한 고유변동성 추정방법에 따라 3가지로 구분하여 각각 적용된다. 식 (6)에서 주된 관심은 고유변동성이 포트폴리오 수익률에 대하여 양(+)의 횡단면 관계를 갖는지 아니면 음(-)의 횡단면 관계를 갖는지를 확인하는 것이다. 또 그 관계가 포트폴리오 가중치부여방법이나 고유변동성 추정방법에 관계없이 일관성을 갖는지를 확인하는 것이다.

16) 본 연구에서 과거자료를 이용하여 구한 독립변수들은 측정시점에 관계없이 표기 간소화를 위하여 모두 동일하게 아래첨자에 $t-1$ 로 표시하였다. 과거기간의 자료를 이용한 각 독립변수들의 구체적인 측정 방법과 시점은 II.2.에서 확인할 수 있다.

2.3.2. 생략된 변수 편의를 고려한 검증모형

본 연구에서는 식 (6)의 설명변수들 외에 기존연구에서 주식수익률에 영향을 미치는 것으로 잘 알려진 변수들을 통제하고 고유변동성이 주식수익률에 미치는 영향을 검증한다.

첫째, 식 (6)에 규모베타와 가치비율베타를 추가하여 통제한 후 분석한다(Ang et al., 2009).

$$r_{p,t} - r_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{M,p,t-1} + \gamma_2SIZE_{p,t-1} + \gamma_3BM_{p,t-1} + \gamma_4IVOL_{p,t-1} + \gamma_5\beta_{SMB,p,t-1} + \gamma_6\beta_{HML,p,t-1} + v_{p,t} \quad (7)$$

둘째, 식 (7)에 단기수익률반전, 모멘텀, 거래회전율, 평균주가 변수를 추가하여 통제한 후 고유변동성과 주식수익률 간의 관계를 검증한다.

$$r_{p,t} - r_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{M,p,t-1} + \gamma_2SIZE_{p,t-1} + \gamma_3BM_{p,t-1} + \gamma_4IVOL_{p,t-1} + \gamma_5\beta_{SMB,p,t-1} + \gamma_6\beta_{HML,p,t-1} + \gamma_7REVS_{p,t-1} + \gamma_8MOMT_{p,t-1} + \gamma_9TNOV_{p,t-1} + \gamma_{10}AP_{p,t-1} + v_{p,t} \quad (8)$$

식 (7)과 식 (8)에서 주된 관심은 규모베타나 단기수익률반전 등 잘 알려진 변수의 영향을 통제하는 경우 고유변동성과 주식수익률 간의 관계에 의미 있는 변화가 발생하는가이다.

III. 실증결과와 해석

이 절에서는 Fama-MacBeth 2단계 횡단면 분석을 이용하여 식 (6) ~ 식 (8)을 추정된 결과를 보고하고 분석한다.

3.1 고유변동성과 포트폴리오 기대수익률의 관계: A Sketch

횡단면 검증에 앞서 전체 표본을 고유변동성의 크기에 따라 매월 10분위 포트폴리오 (포트폴리오 1은 가장 큰 고유변동성을 갖는 집단, 포트폴리오 10은 가장 작은 고유변

동성을 갖는 집단)를 구성하고 다음 월의 초과수익률이 포트폴리오에 따라 어떻게 변화하는지를 살펴보았다. 또 포트폴리오 1을 사고 포트폴리오 10을 파는 고유변동성 기준 무비용포트폴리오(zero-cost portfolio)를 구성하고 그 성과를 살펴보았다.

<표 2>는 고유변동성에 따라 구분된 10개 포트폴리오의 월별 초과수익률의 평균값을 나타낸다.

<표 2> 고유변동성 기준 10분위 포트폴리오의 초과수익률

표에서 P1은 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오, P10은 고유변동성이 가장 작은 포트폴리오를, er은 포트폴리오의 초과수익률을 나타낸다. 표의 값은 전체 기간(240개월)의 평균 값이다. 마지막 열의 (P1-P10)은 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오 P1을 사고 고유변동성이 가장 작은 포트폴리오 P10을 판 무비용포트폴리오의 성과이다.

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P1-P10
실현고유변동성1(자기상관 미반영) 기준 동일가중포트폴리오											
er	-0.0265	-0.0124	-0.0072	-0.0024	-0.0028	-0.0043	-0.0011	-0.0022	-0.0001	-0.0020	-0.0246
t-값	-3.07	-1.63	-0.95	-0.34	-0.41	-0.66	-0.18	-0.37	-0.02	-0.40	-4.26
실현고유변동성1(자기상관 미반영) 기준 가치가중포트폴리오											
er	-0.0317	-0.0146	-0.0124	-0.0074	-0.0026	-0.0067	-0.0082	-0.0084	-0.0030	-0.0057	-0.0260
t-값	-3.94	-1.84	-1.73	-1.00	-0.39	-0.96	-1.20	-1.40	-0.51	-1.06	-3.83
실현고유변동성2(자기상관 반영) 기준 동일가중포트폴리오											
er	-0.0246	-0.0130	-0.0050	-0.0050	-0.0020	-0.0029	-0.0026	-0.0038	-0.0006	-0.0016	-0.0230
t-값	-2.95	-1.69	-0.71	-0.72	-0.30	-0.45	-0.42	-0.62	-0.10	-0.30	-4.57
실현고유변동성2(자기상관 반영) 기준 가치가중포트폴리오											
er	-0.0232	-0.0174	-0.0029	-0.0046	-0.0062	-0.0096	-0.0012	-0.0079	-0.0100	-0.0041	-0.0191
t-값	-2.91	-2.26	-0.39	-0.68	-0.93	-1.47	-0.19	-1.29	-1.54	-0.72	-3.26
조건부 고유변동성 기준 동일가중포트폴리오											
er	-0.0125	-0.0108	-0.0069	-0.0075	-0.0041	-0.0038	-0.0038	-0.0045	-0.0026	-0.0046	-0.0079
t-값	-1.79	-1.62	-0.99	-1.15	-0.60	-0.60	-0.60	-0.71	-0.40	-0.71	-2.98
조건부 고유변동성 기준 가치가중포트폴리오											
er	-0.0141	-0.0113	-0.0056	-0.0120	-0.0021	-0.0024	-0.0056	-0.0094	-0.0093	-0.0049	-0.0092
t-값	-2.19	-1.75	-0.81	-1.79	-0.32	-0.39	-0.84	-1.46	-1.40	-0.80	-2.20

<표 2>의 결과를 보면, 먼저 전월의 고유변동성(실현고유변동성 또는 전월까지의 자료에 기초하여 추정된 조건부고유변동성)이 클수록 다음 월의 초과수익률이 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 반대로 전월에 고유변동성이 작은 포트폴리오는 다음 달에 상대적으로 높은 초과수익률을 갖는다. 그리고 이러한 특성은 고유변동성이 큰 포트폴리오 1과 포트폴리오 2에서 특히 강하게 나타난다. 결과적으로 고유변동성이 큰 포트폴리오를 사고 작은 포트폴리오를 판 무비용포트폴리오의 성과는 고유변동성 추정방법이나 포트폴리오 구성방법에 관계없이 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 이는 Ang et al. (2006)에서 제기된 고유변동성 퍼즐과 일관성을 갖는 결과이다.

3.2 고유변동성-주식수익률의 관계: Fama-MacBeth 횡단면 회귀분석 결과

고유변동성과 주식수익률 간의 횡단면 관계를 분석하기 위해 식 (6), 식 (7), 식 (8)의 추정결과를 <표 3>과 <표 4>에 제시한다. 모형의 종속변수는 5×5 SIZE-BM 기준 25개 포트폴리오의 월별 초과수익률이며, 고유변동성은 전월의 일별 수익률 자료를 이용하여 추정한 2가지 유형의 실현고유변동성(회귀계수: $\gamma_4^{Real(1)}$, $\gamma_4^{Real(2)}$), 과거 36개월의 월별 수익률 자료에 기초하여 EGARCH 모형으로 추정된 조건부 고유변동성(회귀계수: γ_4^{Con})이다. <표 3>은 동일가중포트폴리오, <표 4>는 가치가중포트폴리오에 대한 추정결과이다.

<표 3> 고유변동성-주식수익률의 횡단면 관계: 동일가중포트폴리오

횡단면 회귀분석에 사용된 포트폴리오는 5×5 SIZE-BM 방법에 의하여 동일가중방법으로 구성된 25가지 포트폴리오이다. 표에 제시된 값은 1992년 7월부터 2012년 6월의 240개월 동안 매월별로 잔차의 자기상관성과 이분산성을 Newey-West (1987)의 방법으로 통제한 횡단면회귀분석으로 식 (6), 식(7), 식(8)을 추정하고 추정된 회귀계수에 대해 240개월의 시계열 평균을 구한 것이다. 괄호안의 값은 평균값에 대한 t값이다. 회귀분석에서 종속변수는 동일가중방법으로 구해진 매월의 포트폴리오 초과수익률이고, 독립변수는 전월의 일별 수익률에 기초하여 추정된 시장베타(회귀계수 γ_1), 규모베타(회귀계수 γ_5), 가치비율베타(회귀계수 γ_6), $t-1$ 년 6월의 주식가격과 $t-1$ 년 12월의 발행주식수로부터 산출된 기업규모(SIZE), $t-1$ 년 12월의 장부가치와 시장가치로부터 산출된 가치비율(BM), 전월(-1)의 수익률로 측정되는 단기수익률반전(REVS), (-7 ~ -2)월의 보유기간수익률로 측정되는 모멘텀(MONT), 전월의 거래량과 $t-1$ 년 12월의 발행주식수로부터 산출된 거래회전을(TNOV), 전월의 일 평균주가로부터 산출된 평균주가(AP), 그리고 고유변동성 추정치이다.

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
γ_1 Mar. β	-0.0275 (-0.73)	-0.0310 (-0.82)	-0.0084 (-0.68)	0.0207 (1.52)	0.0130 (1.42)	0.0319 (1.41)	0.0107 (1.17)	-0.0021 (-0.15)	0.0338 (1.35)
γ_2 SIZE	-0.0023 (-1.60)	-0.0025 (-1.72)	-0.0021 (-1.54)	-0.0040 (-2.69)	-0.0042 (-2.70)	-0.0046 (-3.14)	-0.0043 (-2.45)	-0.0049 (-2.79)	-0.0050 (-2.88)
γ_3 BM	0.0000 (0.04)	-0.0003 (-0.17)	-0.0017 (-0.78)	-0.0006 (-0.31)	-0.0010 (-0.56)	-0.0017 (-0.87)	0.0026 (0.40)	0.0023 (0.34)	0.0016 (0.25)
$\gamma_4^{Real(1)}$ IVOL1	-0.1274 (-1.75)			-0.1358 (-2.27)			-0.1692 (-2.48)		
$\gamma_4^{Real(2)}$ IVOL2		-0.1237 (-2.16)			-0.1041 (-2.04)			-0.1702 (-2.82)	
γ_4^{Con} IVOL3			-0.0651 (-3.11)			-0.0700 (-3.15)			-0.0782 (-3.05)
γ_5 SMB β				-0.0078 (-1.85)	-0.0090 (-2.09)	-0.0114 (-2.46)	-0.0054 (-1.12)	-0.0078 (-1.54)	-0.0107 (-2.07)
γ_6 HML β				0.0016 (0.56)	0.0017 (0.56)	-0.0005 (-0.17)	0.0001 (0.06)	-0.0014 (-0.47)	0.0005 (0.18)
γ_7 REVS							0.0283 (1.16)	0.0262 (1.06)	0.0168 (0.72)
γ_8 MONT							0.0149 (1.29)	0.0110 (0.93)	0.0164 (1.42)
γ_9 TNOV							-0.0188 (-1.72)	-0.0165 (-1.60)	-0.0156 (-1.52)
γ_{10} AP							0.0040 (0.50)	0.0045 (0.56)	0.0043 (0.53)
$Adj.R^2$	34.09%	33.61%	31.85%	37.31%	37.48%	36.45%	40.56%	40.98%	40.68%

<표 4> 고유변동성-주식수익률의 횡단면 관계: 가치가중포트폴리오

횡단면 회귀분석에 사용된 포트폴리오는 5×5 SIZE-BM 방법에 의하여 가치가중방법으로 구성된 25가지 포트폴리오이다. 표에 제시된 값은 1992년 7월부터 2012년 6월의 240개월 동안 매월별로 잔차의 자기상관성과 이분산성을 Newey-West (1987)의 방법으로 통제한 횡단면회귀분석으로 식 (6), 식(7), 식(8)을 추정하고 추정된 회귀계수에 대해 240개월의 시계열 평균을 구한 것이다. 괄호안의 값은 평균값에 대한 t값이다. 회귀분석에서 종속변수는 가치가중방법으로 구해진 매월의 포트폴리오 초과수익률이고, 독립변수는 전월의 일별 수익률에 기초하여 추정된 시장베타(회귀계수 γ_1), 규모베타(회귀계수 γ_5), 가치비율베타(회귀계수 γ_6), $t-1$ 년 6월의 주가가격과 $t-1$ 년 12월의 발행주식수로부터 산출된 기업규모(SIZE), $t-1$ 년 12월의 장부가치와 시장가치로부터 산출된 가치비율(BM), 전월(-1)의 수익률로 측정되는 단기수익률반전(REVS), (-7 ~ -2)월의 보유기간수익률로 측정되는 모멘텀(MONT), 전월의 거래량과 $t-1$ 년 12월의 발행주식수로부터 산출된 거래회전을(TNOV), 전월의 일 평균주가로부터 산출된 평균주가(AP), 그리고 고유변동성 추정치이다.

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
γ_1 Mar. β	-0.0396 (-0.90)	-0.0282 (-0.90)	-0.0366 (-0.95)	-0.0360 (-0.98)	-0.0304 (-0.94)	-0.0005 (-0.05)	-0.0212 (-0.87)	-0.0223 (-0.84)	0.0200 (1.05)
γ_2 SIZE	-0.0013 (-1.00)	-0.0015 (-1.13)	-0.0010 (-0.80)	-0.0025 (-1.76)	-0.0027 (-1.82)	-0.0029 (-2.09)	-0.0039 (-2.51)	-0.0045 (-2.84)	-0.0043 (-2.83)
γ_3 BM	0.0001 (0.06)	-0.0004 (-0.18)	-0.0019 (-0.85)	0.0000 (0.00)	-0.0008 (-0.44)	-0.0015 (-0.79)	0.0009 (0.13)	0.0020 (0.30)	0.0024 (0.36)
$\gamma_4^{Real(1)}$ IVOL1	-0.1462 (-2.27)			-0.1602 (-2.71)			-0.1715 (-2.51)		
$\gamma_4^{Real(2)}$ IVOL2		-0.1271 (-2.40)			-0.1006 (-2.03)			-0.1172 (-1.98)	
γ_4^{Con} IVOL3			-0.0578 (-3.06)			-0.0573 (-2.85)			-0.0499 (-2.29)
γ_5 SMB β				-0.0053 (-1.24)	-0.0061 (-1.41)	-0.0082 (-1.79)	-0.0056 (-1.20)	-0.0071 (-1.44)	-0.0091 (-1.82)
γ_6 HML β				-0.0004 (-0.13)	-0.0003 (-0.12)	-0.0015 (-0.51)	-0.0019 (-0.64)	-0.0025 (-0.80)	-0.0011 (-0.37)
γ_7 REVS							0.0258 (1.02)	0.0187 (0.74)	0.0149 (0.62)
γ_8 MONT							0.0219 (1.85)	0.0176 (1.46)	0.0196 (1.70)
γ_9 TNOV							-0.0141 (-1.21)	-0.0171 (-1.51)	-0.0202 (-1.86)
γ_{10} AP							0.0022 (0.28)	0.0048 (0.58)	0.0054 (0.66)
$Adj.R^2$	32.78%	32.54%	31.09%	35.17%	35.02%	34.39%	39.89%	39.75%	39.61%

<표 3>과 <표 4>를 보면, 고유변동성은 포트폴리오의 미래 초과수익률과 음(-)의 관계를 갖는다. 그리고 이러한 관계는 고유변동성의 추정방법이나 포트폴리오를 구성하는 가중치 부여방법에 관계없이 나타나며 모든 모형에서 유의하다. 한편, 모형의 통제변수들이 포트폴리오 수익률과 갖는 관계를 보면 기업규모변수는 초과수익률과 유의한 음(-)의 관계를 보여주며, 그 강도는 동일가중포트폴리오에서 보다 강하다. 가치가중포트폴리오의 경우 일부 모형에서 거래회전율이 초과수익률과 유의한 음(-)의 관계를 보여주며, 모멘텀 변수는 (+)의 관계를 보여준다. 그러나 대부분의 다른 변수들은 포트폴리오의 미래 초과수익률에 대하여 유의한 관계를 보여주지 못한다.

모형 4 ~ 모형 6의 결과를 보면, 고유변동성과 포트폴리오 수익률의 음(-)의 관계는 시장베타나, 규모베타 및 가치비율베타에 관계없이 나타난다. 시장베타는 수익률과 갖는 관계가 안정적이지 못하며 통계적 유의성도 없다. 규모베타는 동일가중포트폴리오의 경우에 고유변동성 측정치에 관계없이 유의한 음(-)의 관계를 보여주나 가치가중포트폴리

오의 경우에는 그 유의성이 사라진다. 가치비율베타는 수익률과 유의한 관계를 보여주지 못한다. 모형 7 ~ 모형 9의 결과를 보면 고유변동성과 포트폴리오의 미래 초과수익률 간의 관계는 선행연구에서 고유변동성 퍼즐을 잘 설명하는 것으로 언급된 생략된 변수들을 포함한 경우에도 강건하게 유지된다. 단기수익률반전과 모멘텀, 거래회전을, 평균주가 등을 통제한 경우에도 고유변동성이 포트폴리오 수익률에 미치는 영향은 그 크기나 강도에서 큰 변화가 나타나지 않는다.

<표 3>과 <표 4>의 결과는 앞서 고유변동성 기준 10분위 포트폴리오의 초과수익률 행태를 살펴본 <표 2>의 결과와 일관성을 가지며, 한국주식시장에도 Ang et al. (2006, 2009)에서 보인 고유변동성 퍼즐이 유의하게 존재함을 보여주는 것이다. 그리고 고유변동성과 주식수익률 간에 갖는 음(-)의 관계가 Fama-French의 규모요인이나 가치비율요인, 그리고 단기수익률반전이나 모멘텀과 같은 생략된 변수들을 통제한 경우에도 강건하게 존재하는 현상임을 보여주는 것이다.

IV. 추가 분석

앞서 살펴본 고유변동성과 주식수익률 간의 관계는 모형의 추정방법에 따라 영향을 받을 수 있다. 이 장에서는 실증결과의 강건성을 확인하기 위해 합동회귀분석(pooled cross-sectional and time-series regression)을 이용해 식 (6), 식 (7), 식 (8)을 재추정하고 그 결과를 분석한다. 또 주식수익률에 존재하는 계절성이 검증결과에 영향을 미치는지를 보기 위해 표본월을 1월과 1월외 표본으로 구분하여 모형을 분석하고, 시장상황에 따라 고유변동성이 주식수익률에 미치는 영향이 차이가 있는지를 보기 위해 표본을 주식시장의 상황에 따라 상승과 하락 표본으로 나누어 고유변동성-주식수익률간의 관계를 살펴본다.

4.1 합동회귀분석을 이용한 모형의 추정결과

<표 5>에 동일가중포트폴리오와 가치가중포트폴리오를 대상으로 합동회귀분석을 이용하여 식 (6) ~ 식 (8)을 추정한 결과를 각기 나타내었다. 편의상 고유변동성 변수들의 회귀계수 추정치와 결정계수 만을 보고한다.

<표 5> 고유변동성-주식수익률의 관계: 합동회귀분석의 경우

분석에 사용된 포트폴리오는 5×5 SIZE-BM 방법에 의하여 동일가중방법과 가치가중방법으로 구성된 25가지 포트폴리오이다. 표에 제시된 값은 1992년 7월부터 2012년 6월의 240개월 동안의 자료를 풀링하여 합동회귀분석으로 추정한 결과이다. 괄호안의 값은 잔차의 자기상관성과 이분산성을 Newey-West (1987)의 방법으로 통제한 후의 t-값이다. 회귀분석에서 종속변수는 매월의 포트폴리오 초과수익률이고, 독립변수는 전월의 일별 수익률에 기초하여 추정된 시장베타(회귀계수 γ_1), 규모베타(회귀계수 γ_5), 가치비율베타(회귀계수 γ_6), $t-1$ 년 6월의 주가가격과 $t-1$ 년 12월의 발행주식수로부터 산출된 기업규모(*SIZE*), $t-1$ 년 12월의 장부가치와 시장가치로부터 산출된 가치비율(*BM*), 전월(-1)의 수익률로 측정되는 단기수익률반전(*REVS*), (-7 ~ -2)월의 보유기간수익률로 측정되는 모멘텀(*MONT*), 전월의 거래량과 $t-1$ 년 12월의 발행주식수로부터 산출된 거래회전율(*TNOV*), 전월의 일 평균주가로부터 산출된 평균주가(*AP*), 그리고 고유변동성 추정치이다.

Panel A. 동일가중포트폴리오

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
$\overline{\gamma_4^{Real(1)}}$ IVOL1	-0.3374 (-2.52)			-0.3377 (-2.53)			-0.2745 (-2.27)		
$\overline{\gamma_4^{Real(2)}}$ IVOL2		-0.3069 (-2.22)			-0.3058 (-2.23)			-0.2400 (-1.90)	
$\overline{\gamma_4^{Con}}$ IVOL3			-0.1709 (-2.37)			-0.1722 (-2.37)			-0.1428 (-1.96)

Panel B. 가치가중포트폴리오

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
$\overline{\gamma_4^{Real(1)}}$ IVOL1	-0.3404 (-2.56)			-0.3397 (-2.56)			-0.2606 (-2.10)		
$\overline{\gamma_4^{Real(2)}}$ IVOL2		-0.3039 (-2.23)			-0.3019 (-2.23)			-0.2154 (-1.68)	
$\overline{\gamma_4^{Con}}$ IVOL3			-0.1628 (-2.45)			-0.1623 (-2.43)			-0.1164 (-1.77)

<표 5>의 결과는 고유변동성이 주식수익률에 미치는 음(-)의 영향이 합동회귀분석의 경우에도 포트폴리오 구성방법이나 고유변동성 추정방법에 관계없이 유의하게 나타남을 보여준다. 또 그 관계는 단기수익률반전이나 모멘텀 등 생략된 변수들의 포함여부에도 영향을 받지 않는다. 이러한 결과는 앞서 Fama-MacBeth 횡단면분석을 이용하여 분석한 결과인 <표 3> 및 <표 4>와 크게 다르지 않다. 다만, 합동회귀분석의 경우 고유변동성이 주식수익률에 미치는 영향의 크기(회귀계수의 절대값)가 Fama-MacBeth 회귀분석의 경우에 비해 커진 모습을 보이며, 계수의 유의성은 다소 떨어진 모습을 보여준다.

4.2 주식수익률의 계절성과 고유변동성-주식수익률의 관계

주식수익률에 계절적인 특성이 존재한다는 사실은 잘 알려져 있다. 1월효과(January effect)는 주식수익률에 존재하는 대표적인 계절 특성이다. 다음에서는 앞서 살펴본 고유변동성과 주식수익률의 관계가 1월효과에 의해 영향을 받는지를 검증한다.

1월효과의 영향을 살펴보기 위해 먼저, 앞서 <표 2>에서 살펴본 고유변동성 크기에 따른 10분위 포트폴리오를 구성하고 각 포트폴리오의 초과수익률을 1월과 “2월 ~ 12월”로 구분하여 그 평균으로 측정하고 비교한다. 각 포트폴리오의 1월의 관측치는 20개이며, “2월 ~ 12월”의 관측치는 220개이다. 실현고유변동성의 경우 자기상관을 반영하지 않은 경우와 자기상관을 반영한 경우의 결과가 유사하므로 자기상관을 반영하지 않은 실현고유변동성1을 기준으로 보고한다.

<표 6> 고유변동성 기준 10분위 포트폴리오의 1월과 “2월 ~ 12월”의 초과수익률

표에서 P1은 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오, P10은 고유변동성이 가장 작은 포트폴리오를, er은 포트폴리오의 초과수익률을 나타낸다. 표의 값은 각 포함기간(1월표본 20개월, 2월~12월 표본 220개월)의 평균 값이다. 마지막 열의 (P1-P10)은 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오 P1을 사고 고유변동성이 가장 작은 포트폴리오 P10을 판 무비용포트폴리오의 성과이다.

Panel A. 실현고유변동성1(자기상관 미반영) 기준 10분위 포트폴리오

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P1-P10
1월 평균: 동일가중포트폴리오											
er	0.0365	0.0437	0.0346	0.0361	0.0298	0.0308	0.0272	0.0160	0.0206	0.0030	0.0334
t-값	1.31	1.47	1.23	1.18	1.13	1.22	1.04	0.61	0.74	0.16	2.57
2월 ~ 12월 평균: 동일가중포트폴리오											
er	-0.0323	-0.0175	-0.0110	-0.0059	-0.0058	-0.0075	-0.0037	-0.0038	-0.0020	-0.0024	-0.0299
t-값	-3.59	-2.25	-1.40	-0.82	-0.82	-1.12	-0.58	-0.63	-0.34	-0.48	-4.92
1월 평균: 가치가중포트폴리오											
er	0.0345	0.0271	0.0210	0.0215	0.0052	0.0228	0.0184	0.0300	0.0063	-0.0058	0.0404
t-값	1.01	0.78	0.75	0.68	0.19	0.79	0.64	1.12	0.23	-0.27	1.66
2월 ~ 12월 평균: 가치가중포트폴리오											
er	-0.0377	-0.0184	-0.0154	-0.0101	-0.0033	-0.0094	-0.0106	-0.0119	-0.0038	-0.0057	-0.0320

t-값	-4.65	-2.28	-2.09	-1.32	-0.48	-1.32	-1.53	-1.97	-0.64	-1.02	-4.61
-----	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

Panel B. 조건부 고유변동성 기준 10분위 포트폴리오

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P1-P10
1월 평균: 동일가중포트폴리오											
er	0.0265	0.0226	0.0414	0.0190	0.0304	0.0226	0.0318	0.0296	0.0301	0.0248	0.0017
t-값	1.00	0.95	1.49	0.77	1.08	0.96	1.15	1.11	1.02	0.92	0.19
2월 ~ 12월 평균: 동일가중포트폴리오											
er	-0.0160	-0.0138	-0.0113	-0.0099	-0.0072	-0.0062	-0.0071	-0.0076	-0.0055	-0.0072	-0.0088
t-값	-2.23	-2.00	-1.58	-1.47	-1.04	-0.93	-1.08	-1.17	-0.86	-1.11	-3.17
1월 평균: 가치가중포트폴리오											
er	-0.0014	0.0035	0.0107	-0.0014	0.0202	0.0468	0.0258	0.0219	0.0245	0.0109	-0.0124
t-값	-0.05	0.12	0.36	-0.04	0.64	1.99	0.90	0.76	0.95	0.40	-0.90
2월 ~ 12월 평균: 가치가중포트폴리오											
er	-0.0153	-0.0127	-0.0071	-0.0130	-0.0041	-0.0069	-0.0084	-0.0122	-0.0123	-0.0064	-0.0089
t-값	-2.31	-1.92	-1.01	-1.91	-0.62	-1.06	-1.25	-1.89	-1.81	-1.02	-2.03

<표 6>의 Panel A.를 보면, 1월의 경우 포트폴리오 구성방법에 관계없이 각 포트폴리오는 유의하지는 않으나 양(+)의 초과수익률을 갖는다. 그리고 이러한 양(+)의 초과수익률은 고유변동성이 클수록 더욱 크게 나타난다. 그 결과 무비용포트폴리오(P1-P10)의 성과는 유의한 양(+)의 값을 가져 고유변동성 퍼즐과는 반대의 현상을 보여준다. 반면, 2월 ~ 12월의 경우 모든 포트폴리오의 초과수익률은 음(-)의 값을 가지며 음(-)의 초과수익률은 고유변동성이 큰 포트폴리오에서 더욱 크며 유의하다. 그 결과 무비용포트폴리오(P1-P10)의 성과는 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 조건부 고유변동성을 기준으로 포트폴리오를 구성한 Panel B.를 보면, 각 포트폴리오가 1월에 갖는 양(+)의 초과수익률은 Panel A.에 비해 현저히 약화되며 무비용포트폴리오의 1월의 성과는 0과 다르지 않다. 그러나 2월~12월의 포트폴리오의 성과는 Panel A.와 크게 다르지 않은 모습을 보여주며 무비용포트폴리오의 성과는 유의한 음(-)의 값을 갖는다.

<표 6>의 결과는 앞서 분석된 우리 주식시장의 고유변동성-주식수익률간의 음(-)의

관계가 1월을 제외한 2월~12월에 나타나는 현상이며, 특히 고유변동성이 높은 종목들에
서 나타나는 저조한 투자성과가 주요 원인임을 말해준다.

<표 6>이 시사하는 바를 구체적으로 확인하기 위해, 앞의 <표 3>에서 살펴본 것과
동일한 Fama & MacBeth 횡단면 회귀분석을 이용하여 전체검증기간을 1월과 2월~12
월로 구분한 후 SIZE-BM 기준 25개 포트폴리오에 대해 (6) ~ 식 (8)을 각기 추정하고
그 결과를 다음의 <표 7>에 보고하였다. 편의상 고유변동성 변수들에 대한 회귀계수만
을 보고한다.

<표 7> 고유변동성-주식수익률의 관계: 1월 표본과 2월~12월 표본의 구분

전체표본월인 240개월을 1월(20개)과 2월~12월(220개)의 두 표본으로 구분하였다. 1월 표본의 총
관측치 수는 500(=25*20)개이며, 2월~12월 표본의 총관측치 수는 5500(=25*220)개이다. 각 표본
의 월별로 SIZE-BM 기준으로 구성된 25개 포트폴리오의 초과수익률을 고유변동성을 포함하는
10가지 독립변수에 대해 Fama-MacBeth 2단계 횡단면 회귀분석을 하였고, 추정된 회귀계수의
평균값과 그 t값을 제시한 것이다.

Panel A. 고유변동성-주식수익률의 관계: 1월 표본
동일가중포트폴리오

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
$\overline{\gamma_4^{Real(1)}}$ IVOL1	-0.0306 (-0.14)			-0.1362 (-0.96)			-0.3011 (-1.64)		
$\overline{\gamma_4^{Real(2)}}$ IVOL2		-0.1193 (-0.62)			-0.1090 (-0.66)			-0.3301 (-1.43)	
$\overline{\gamma_4^{Con}}$ IVOL3			-0.0118 (-0.12)			0.01700 (0.20)			-0.0337 (-0.37)
$Adj.R^2$	34.42%	35.28%	33.73%	38.07%	39.01%	37.91%	48.98%	49.91%	45.48%

가치가중포트폴리오

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
$\overline{\gamma_4^{Real(1)}}$ IVOL1	-0.0770 (-0.45)			-0.1904 (-1.31)			-0.4161 (-1.80)		
$\overline{\gamma_4^{Real(2)}}$ IVOL2		-0.0984 (-0.56)			-0.0785 (-0.50)			-0.3293 (-1.36)	
$\overline{\gamma_4^{Con}}$ IVOL3			-0.0885 (-1.06)			-0.0757 (-0.82)			-0.1353 (-1.27)
$Adj.R^2$	32.96%	33.90%	32.98%	37.08%	37.76%	37.88%	43.84%	44.21%	41.33%

Panel B. 고유변동성-주식수익률의 관계: 2월~12월 표본

동일가중포트폴리오

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
$\overline{\gamma_4^{Real(1)}}$ IVOL1	-0.1362 (-1.77)			-0.1358 (-2.12)			-0.1572 (-2.16)		
$\overline{\gamma_4^{Real(2)}}$ IVOL2		-0.1241 (-2.06)			-0.1037 (-1.92)			-0.1557 (-2.49)	
$\overline{\gamma_4^{Con}}$ IVOL3			-0.0700 (-3.28)			-0.0779 (-3.38)			-0.0823 (-3.07)
$Adj.R^2$	34.06%	33.46%	31.68%	37.24%	37.34%	36.32%	39.80%	40.17%	40.24%

가치가중포트폴리오

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
$\overline{\gamma_4^{Real(1)}}$ IVOL1	-0.1525 (-2.22)			-0.1574 (-2.49)			-0.1493 (-2.09)		
$\overline{\gamma_4^{Real(2)}}$ IVOL2		-0.1297 (-2.33)			-0.1026 (-1.96)			-0.0979 (-1.61)	
$\overline{\gamma_4^{Con}}$ IVOL3			-0.0550 (-2.86)			-0.0556 (-2.73)			-0.0421 (-1.94)
$Adj.R^2$	32.76%	32.41%	30.92%	34.99%	34.77%	34.07%	39.54%	39.34%	39.45%

<표 7>의 결과는 앞서의 <표 6>에서 살펴본 내용을 확인시켜준다. 1월 표본의 경우 고유변동성은 주식수익률에 음(-)의 영향을 미치나 그 관계는 유의하지 않아 Doran et al.(2008)과 Chen et al. (2012)과 유사한 결과를 보여준다. 반면 2월~12월 표본의 경우 고유변동성과 주식수익률의 관계는 포트폴리오 구성방법이나 고유변동성 추정방법 및 생략된 변수들의 포함여부에 관계없이 유의한 음(-)의 관계를 갖는다. 이러한 결과는 우리 시장에서 확인되는 고유변동성 퍼즐이 1월을 제외한 다른 달들에 나타나는 현상임을 말해주는 것이며, 특히 고유변동성이 큰 일부 종목에서 나타나는 저조한 투자성과가 고유변동성 퍼즐을 가져오는 주요 원인임을 말해주는 것이다.

4.3 시장상황과 고유변동성-주식수익률의 관계

여러 연구는 주식시장의 상황(상승 또는 하락)에 따라 위험-수익의 관계가 영향을 받을 수 있다는 결과를 보고한다(각주 9 참조). 또 주식수익률의 변동성이 경기역행적인 변동행태를 보인다는 사실은 잘 알려진 사실이다. 다음에서는 본 연구의 고유변동성-주식수익률의 검증결과가 시장상황에 따라 달리 나타나는지를 분석한다. 이를 위해 전체

검증기간을 상승기와 하락기로 구분한다. 구분기준은 매월의 시장초과수익률(KOSPI 초과수익률)을 이용한다. 즉, 시장초과수익률이 0보다 크면 상승기로 0보다 작으면 하락기로 표본을 분류한다. KOSPI 초과수익률을 이용하여 구분한 상승표본은 121개월을 포함하며, 하락표본은 119개월을 포함한다. 이후 상승표본과 하락표본 각각에 대해 고유변동성을 기준으로 10분위 포트폴리오를 구성하고 포트폴리오의 초과수익률 변동행태를 살펴본다. 또 상승표본과 하락표본 각각에 대해 식 (6) ~ 식(8)을 추정함으로써 고유변동성과 주식수익률의 관계가 시장상황에 따라 차이가 나는지를 검증한다.

<표 8>에 상승표본과 하락표본에 대해 고유변동성의 크기를 기준으로 10분위 포트폴리오를 구성하고 포트폴리오의 초과수익률을 분석한 결과를 나타내었다. 실현고유변동성의 경우 자기상관을 반영하지 않은 경우와 자기상관을 반영한 경우의 결과가 유사하므로 자기상관을 반영하지 않은 실현고유변동성1을 기준으로 보고한다.

<표 8> 고유변동성 기준 10분위 포트폴리오의 초과수익률: 상승표본과 하락표본

상승기표본은 매월의 KOSPI 초과수익률이 0보다 큰 경우이며, 하락기표본은 KOSPI 초과수익률이 0보다 작은 경우이다. 각 표본별로 전월의 고유변동성을 기준으로 10분위 포트폴리오를 구성한다. P1은 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오, P10은 고유변동성이 가장 작은 포트폴리오를, er 은 포트폴리오의 초과수익률을 나타낸다. 표의 값은 각 표본의 포함기간(121개월과 119개월)의 평균 값이다. 마지막 열의 (P1-P10)은 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오 P1을 사고 고유변동성이 가장 작은 포트폴리오 P10을 판 무비용포트폴리오의 성과이다.

Panel A. 상승기표본: 실현고유변동성1(자기상관 미반영) 기준 10분위 포트폴리오

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P1-P10
동일가중포트폴리오											
er	0.0374	0.0492	0.0563	0.0603	0.0575	0.0538	0.0541	0.0514	0.0520	0.0398	-0.0024
t -값	3.51	5.63	7.06	7.87	7.92	7.81	7.86	7.95	7.52	7.45	-0.28
가치가중포트폴리오											
er	0.0348	0.0598	0.0559	0.0663	0.0642	0.0582	0.0564	0.0504	0.0521	0.0429	-0.0081
t -값	3.93	6.86	7.53	8.85	9.39	7.66	7.90	8.01	7.81	7.12	-0.83

Panel B. 상승기표본: 조건부 고유변동성 기준 10분위 포트폴리오

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P1-P10
동일가중포트폴리오											

er	0.0459	0.0478	0.0527	0.0488	0.0546	0.0537	0.0530	0.0512	0.0531	0.0511	-0.0052
t-값	6.08	6.80	6.80	7.21	7.23	7.86	7.83	7.29	7.37	7.11	-1.32

가치가중포트폴리오

er	0.0494	0.0511	0.0639	0.0538	0.0637	0.0622	0.0587	0.0513	0.0531	0.0558	-0.0064
t-값	7.66	7.25	8.70	7.56	8.23	9.19	8.39	7.78	8.29	8.51	-1.10

Panel C. 하락기표본: 실현고유변동성1(자기상관미반영) 기준 10분위 포트폴리오

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P1-P10
--	----	----	----	----	----	----	----	----	----	-----	--------

동일가중포트폴리오

er	-0.0894	-0.0731	-0.0696	-0.0641	-0.0621	-0.0614	-0.0554	-0.0549	-0.0515	-0.0430	-0.0464
t-값	-8.20	-7.57	-6.92	-7.33	-7.21	-7.58	-7.44	-7.52	-7.41	-7.01	-6.67

가치가중포트폴리오

er	-0.0971	-0.0878	-0.0795	-0.0799	-0.0683	-0.0705	-0.0717	-0.0662	-0.0570	-0.0535	-0.0436
t-값	-9.34	-9.37	-9.29	-9.05	-9.20	-8.70	-8.82	-9.64	-8.75	-8.36	-4.70

Panel C. 하락기표본: 조건부 고유변동성 기준 10분위 포트폴리오

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10	P1-P10
--	----	----	----	----	----	----	----	----	----	-----	--------

동일가중포트폴리오

er	-0.0699	-0.0684	-0.0655	-0.0628	-0.0617	-0.0604	-0.0597	-0.0593	-0.0573	-0.0593	-0.0106
t-값	-7.71	-8.19	-7.43	-7.53	-7.37	-7.49	-7.32	-7.42	-7.28	-7.61	-2.97

가치가중포트폴리오

er	-0.0766	-0.0727	-0.0740	-0.0767	-0.0669	-0.0660	-0.0688	-0.0690	-0.0706	-0.0646	-0.0120
t-값	-9.98	-9.84	-9.79	-9.93	-9.58	-9.69	-9.00	-8.89	-8.41	-9.30	-2.00

<표 8>의 Panel A.와 Panel B.를 보면 시장상승기에 모든 포트폴리오는 유의한 양 (+)의 초과수익률을 얻으며, 그 크기는 고유변동성의 크기와 비례하지 않는다. 결국 무비용포트폴리오(P1-P10)의 성과는 0과 다르지 않은 모습을 보여주어 시장 상승기에 고유변동성 효과가 나타나지 않음을 보여준다.

반면, Panel C.와 Panel D.의 시장하락기의 결과는 모든 포트폴리오에서 유의한 음 (-)의 초과수익률이 확인되며 그 절대값은 고유변동성이 큰 포트폴리오일수록 큰 값을 갖는 경향을 보인다. 그 결과 무비용포트폴리오의 성과는 유의한 음(-)의 값을 보여주어

고유변동성 퍼즐이 시장하락기에 유의하게 나타남을 보여준다. 이러한 결과는 포트폴리오 구성방법이나 고유변동성 추정방법과 관계없이 성립한다.

시장상황에 따라 고유변동성과 주식수익률간의 관계가 달라질 수 있음을 보여준 <표 8>의 내용을 구체적으로 검증하기 위해 상승기표본과 하락기표본 각각에 대해 식 (6) ~ 식(8)을 추정하고 그 결과를 <표 9>에 나타내었다. 편의상 고유변동성 변수들에 대한 회귀계수만을 보고한다.

<표 9> 고유변동성과 주식수익률의 관계: 상승기표본과 하락기표본의 구분

전체표본월인 240개월을 상승기(121개월)과 하락기(119개월)의 두 표본으로 구분하고 각 표본의 월별로 SIZE-BM 기준으로 구성된 25개 포트폴리오의 초과수익률을 고유변동성을 포함하는 10가지 독립변수에 대해 Fama-MacBeth 2단계 횡단면 회귀분석을 하였고, 추정된 회귀계수의 평균 값과 그 t값을 제시한 것이다. 상승기표본은 매월의 KOSPI 초과수익률이 0보다 큰 경우이며, 하락기표본은 KOSPI 초과수익률이 0보다 작은 경우이다.

Panel A. 상승기표본
동일가중포트폴리오

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
$\overline{\gamma_4^{Real(1)}}$ IVOL1	0.0153 (0.17)			-0.0422 (-0.53)			-0.1011 (-1.02)		
$\overline{\gamma_4^{Real(2)}}$ IVOL2		-0.0055 (-0.07)			-0.0214 (-0.29)			-0.0986 (-1.17)	
$\overline{\gamma_4^{Com}}$ IVOL3			-0.0626 (-2.03)			-0.0661 (-2.11)			-0.0691 (-2.02)
$Adj.R^2$	34.26%	34.06%	32.16%	37.85%	38.43%	36.87%	41.05%	42.32%	40.96%

가치가중포트폴리오

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
$\overline{\gamma_4^{Real(1)}}$ IVOL1	-0.0093 (-0.11)			-0.0468 (-0.58)			-0.1006 (-1.00)		
$\overline{\gamma_4^{Real(2)}}$ IVOL2		0.0208 (0.28)			0.0257 (0.36)			-0.0381 (-0.45)	
$\overline{\gamma_4^{Com}}$ IVOL3			-0.0438 (-1.59)			-0.0444 (-1.58)			-0.0377 (-1.24)
$Adj.R^2$	32.95%	32.79%	30.96%	35.58%	35.50%	34.50%	41.10%	41.09%	40.69%

Panel B. 하락기표본
동일가중포트폴리오

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
$\overline{\gamma_4^{Real(1)}}$ IVOL1	-0.2677 (-2.38)			-0.2279 (-2.58)			-0.2362 (-2.51)		
$\overline{\gamma_4^{Real(2)}}$ IVOL2		-0.2399 (-2.84)			-0.1855 (-2.56)			-0.2407 (-2.80)	
$\overline{\gamma_4^{Con}}$ IVOL3			-0.0676 (-2.36)			-0.0738 (-2.33)			-0.0872 (-2.27)
$Adj.R^2$	33.92%	33.17%	31.55%	36.77%	36.55%	36.04%	39.64%	39.66%	40.40%

가치가중포트폴리오

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8	모형9
$\overline{\gamma_4^{Real(1)}}$ IVOL1	-0.2809 (-2.89)			-0.2716 (-3.18)			-0.2412 (-2.59)		
$\overline{\gamma_4^{Real(2)}}$ IVOL2		-0.2727 (-3.64)			-0.2249 (-3.26)			-0.1949 (-2.36)	
$\overline{\gamma_4^{Con}}$ IVOL3			-0.0716 (-2.76)			-0.0700 (-2.42)			-0.0618 (-1.98)
$Adj.R^2$	32.62%	32.28%	31.21%	34.76%	34.54%	34.27%	38.71%	38.43%	38.54%

<표 9>의 Panel A.를 보면 고유변동성은 주식수익률과 음(-)의 관계를 갖는다. 그러나 그 관계는 동일가중포트폴리오의 조건부 고유변동성의 경우를 제외하고는 유의하지 않다. 이는 앞서의 분석에서 확인된 고유변동성 퍼즐이 시장상승기에는 성립하지 않음을 의미한다.

그러나 Panel B.의 결과는 Panel A.와는 매우 다르다. 포트폴리오 구성방법이나 고유변동성 추정방법, 그리고 생략된 변수들의 포함여부에 관계없이 고유변동성은 포트폴리오의 초과수익률에 유의한 음(-)의 영향을 미친다. 이는 우리 주식시장에서 확인되는 고유변동성 퍼즐이 시장하락기에 고유변동성이 주식수익률과 갖는 유의한 음(-)의 관계가 반영되어 나타난 결과임을 말해주는 것이다.

V. 연구결과의 요약과 시사점

최근 국내외 여러 연구들이 고유변동성이 주식수익률의 변화를 설명하는데 유의한 요인이라는 실증결과를 보고하고 있다. 하지만, Ang et al. (2006, 2009)과 Fu (2009)에서 보듯이 선행연구들은 고유변동성이 주식수익률과 양(+)의 관계를 갖는지 아니면 음(-)의

관계를 갖는지에 대해서는 합의된 결론을 이끌어 내지 못하고 있다. 한편, Huang et al. (2010)은 검증모형에 포함되지 않은 생략변수에 따른 영향이 고유변동성과 주식수익률의 관계에 대한 검증결과에 크게 영향을 미칠 수 있음을 제시하고 이를 확인하는 것이 중요함을 지적하였다.

본 연구는 한국주식시장에서 고유변동성과 주식수익률 간에 갖는 관계를 Fama-MacBeth의 횡단면 회귀분석을 이용하여 검증하고, 검증된 결과가 생략된 변수에 따른 문제와 관계없이 강건하게 성립하는지를 분석하였다. 이를 위해 검증결과에 영향을 미칠 수 있는 실증방법상의 기본적 요소들(가격결정모형의 선택, 고유변동성의 추정방법, 포트폴리오의 가중치부여방법)을 고려하여 실증모형을 구성하였으며, 모형에 포함되지 않은 생략된 변수들에 따른 문제를 살펴보기 위해 단기수익률반전, 모멘텀, 거래회전율, 평균주가를 통제변수로 포함하여 고유변동성과 주식수익률 간의 관계를 추정하였다. 이후 실증결과의 강건성을 확인하기 위해 합동회귀분석을 이용하여 재검증하고, 1월효과와 시장상황에 따른 영향을 분석하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 한국주식시장에서 고유변동성과 주식수익률 간의 관계는 고유변동성의 추정방법이나 포트폴리오의 가중치부여방법에 관계없이 유의적인 음(-)의 관계를 가져 Fu (2009)와는 달리 Ang et al. (2006, 2009)에서 보인 고유변동성 퍼즐이 유의하게 존재함을 보여준다. 둘째, 이러한 유의적인 음(-)의 관계는 검증모형에 포함되지 않은 생략변수들(단기수익률반전, 모멘텀, 거래회전율, 평균주가)에 의한 영향을 통제한 후에도 강건하게 성립하는 결과이다. 이는 생략된 변수를 반영하는 경우 고유변동성 퍼즐이 사라진다는 Huang et al. (2010), Chua et al. (2010), Peterson and Smedema (2011)의 결과와는 대조적인 것이다. 셋째, 분석결과는 합동회귀분석을 이용하여 모형을 추정한 경우에도 큰 차이가 없다. 그러나 표본월을 1월과 1월외의 달로 구분하여 모형을 추정한 결과는 앞서 확인된 고유변동성 퍼즐이 1월에는 유의하지 않으며 1월외의 달에서만 유의하게 나타난다. 또 시장을 상승기와 하락기로 구분한 경우 시장상승기에는 고유변동성 효과의 유의성을 확인할 수 없으며 시장하락기에만 유의하게 나타나, 우리 시장에서 확인되는 고유변동성 퍼즐이 시장하락기에 고유변동성이 큰 종목들이 실현한 저조한 투자성과에 기인하는 특성임을 보여준다.

향후 다음과 같은 관점의 후속연구가 관련 분야에 의미있는 공헌을 할 수 있을 것으로 기대한다. 먼저, Ahn et al. (2009)에서 지적되듯이, Fama and French (1992, 1993)의 연구에 기반을 둔 기업특성요인들에 의한 포트폴리오 구성방법은 주가변화를

설명할 수 있는 다양한 요인들의 탐색을 어렵게 한다. 즉, 기업규모, 장부가치/시장가치 비율 등 사전적으로 확인된 요인들에 근거하여 포트폴리오를 구성함에 따라, 포트폴리오 내의 주식수익률의 변화는 사전적으로 규정한 요인들에 의하여 대부분 설명되고 이에 따라 주식수익률 변화를 유의적으로 설명할 수 있는 다른 요인들의 탐색을 어렵게 한다. 이러한 지적은 본 연구에서 사용한 SIZE-BM 포트폴리오에 기반을 분석결과에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 Ahn et al. (2009) 등의 연구에서 제안하였듯이, 사전적 정의가 없는 자료기반에서 다양한 특성요인의 존재를 허용하는 기본자산(basis assets)의 구성방법에 따른 연구가 이루어질 필요가 있을 것이다. 다음으로, 본 연구의 결과에 대한 실무적 유용성을 확인하기 위해서는 투자전략지표로서 고유변동성의 유용성을 평가하는 연구가 추가적으로 요청된다. 이를 위해서는 무비용(zero-investment) 포트폴리오 구성에 대한 공매도의 제도적 제약조건과 현실적 투자비중의 고안 등에 대한 고려가 실증설계에 반영될 필요가 있을 것이다. 향후 심층적 연구를 통하여 한국주식시장에서의 고유변동성 현상에 대한 다양한 분석이 이루어지기를 기대한다.

참고문헌

- 김동철, “시장위험의 구조적 변화와 주가수익률의 결정요인에 대한 재고찰”, *증권학회지* 33(4), (2004), pp. 95-134.
- 김인수, 홍정훈, “우리나라 주식시장에서의 주식프리미엄 퍼즐에 관한 연구”, *재무연구* 21(1) (2008), pp. 1-32.
- 김태혁, 변영태, “한국 주식시장에서 3요인 모형을 이용한 주식수익률의 고유변동성과 기대 수익률 간의 관계”, *증권학회지* 40(3), (2011), pp.525-550.
- 엄철준, “시장상황을 고려한 기대 주식수익률의 횡단면에 관한 재조사” *재무연구* 25(4), (2012), pp. 599-639.
- 윤상용, 구본일, 엄영호, “기업변동성과 주식수익률의 횡단면에 관한 연구” *재무연구* 24(1), (2011), pp. 91-131.
- 윤상용, 구본일, 엄영호, 한재훈, “한국 주식시장에서 유동성 요인을 포함한 3요인 모형의 설명력에 관한 연구,” *재무연구* 22(1), (2009), pp. 1-44.
- 이상빈, 서정훈, “주식시장의 초과수익률과 고유변동성의 동적 관계 및 정보효율성에 관한 연구” *증권학회지* 36(3), (2007), pp. 387-423.
- Ahn, D. H., H. Conrad and R. F. Dittmar, “Basis Assets” *Review of Financial Studies* 22, (2009), pp. 5133-5174.
- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, “The Cross-Section of Volatility and Expected Returns” *Journal of Finance* 61(1), (2006), pp. 259-299
- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, “High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further U.S. Evidence” *Journal of Financial Economics* 91, (2009), pp. 1-23.
- Bali, T. G., and N. Cakici, “Idiosyncratic Volatility and the Cross-Section of Expected Returns” *Journal of Financial Quantitative Analysis* 43, (2008), pp. 29-58.
- Brandt, W. and Q. Kang, "On the Relationship Between the Conditional Mean and Volatility of Stock Returns: A Latent VAR Approach," *Journal of Financial Economics* 72, (2004), 217-257.
- Carhart, M. M. “On Persistence in Mutual Fund Performance” *Journal of Finance* 52, (1997), pp. 57-82.
- Chua, C. T., J. Goh, and Z. Zhang, “Expected Volatility, Unexpected Volatility, and Cross-Section of Stock Returns” *Journal of Financial Research* 33(2), (2010), pp. 103-123.

- Chui, A. C. W., S. Titman and K. C. J. Wei, "Individualism and Momentum Around the World" *Journal of Finance* 65(1), (2010), pp. 361-392.
- Doran, J., D. Jiang, and D. Peterson, "Gambling in the New Year? The January Idiosyncratic Volatility Puzzle," *Working Paper*, (2008).
- Fama E. F. and K. R. French, "The Cross-Section of Expected Stock Returns" *Journal of Finance* 47, (1992), pp. 427-465.
- Fama E. F. and K. R. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds" *Journal of Financial Economics* 33, (1993), pp. 3-56.
- Fama, E. and J. MacBeth, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy* 71, (1973), 607-636.
- French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility" *Journal of Financial Economics* 19, (1987), pp. 3-29.
- Fu, F. "Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Returns" *Journal of Financial Economics* 91, (2009), pp. 24-37.
- Gervais, S., R. Kaniel, and D. Mingelgrin, "The High-volume Return Premium," *Journal of Finance* 56, (2001), 877-919.
- Goyal A., and P. Santa-Clara, "Idiosyncratic Risk Matters" *Journal of Finance* (2003), pp. 975-1007.
- Guo, H., and R. Savickas, "Idiosyncratic Volatility, Stock Market Volatility, and Expected Stock Returns" *Journal of Business and Economic Statistics* 24(1), (2006), pp. 43-56.
- Guo, H., and R. Savickas, "Relation between Time-Series and Cross-Sectional Effects of Idiosyncratic Variance on Stock Returns" *Journal of Banking and Finance* 34, (2010), pp. 1637-1649.
- Harvey, C. "The Specification of Conditional Expectations," *Journal of Empirical Finance* 8, (2001), 573-637.
- Huang, W., Q. Liu, S. G. Rhee, and L. Zhang, "Return Reversals, Idiosyncratic Risk, and Expected Returns" *Review of Financial Studies* 25 (2010), 1-22.
- Jegadeesh, N. "Evidence of Predictable Behavior of Security Returns" *Journal of Finance* 45, (1990), pp. 881-898.
- Jegadeesh, N and S. Titman, "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency" *Journal of Finance* 48(1), (1993), pp. 65-91.
- Lettau, M. and S. Ludvigson, "Measuring and Modeling Variation in the

- Risk-Return Tradeoff," (2003), *NBER Working Paper*.
- Levy, H., "Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in the Portfolio," *American Economic Review*, 68, 643-658.
- Malkiel, G. and Y. Xu, "Idiosyncratic Risk and Security Returns," (2002), *Working paper*, University of Texas at Dallas.
- Markowitz H., "Portfolio Selection" *Journal of Finance* 7(1), (1952), pp. 77-91.
- Merton, R. C., "Presential Address: A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Imcomplete Information" *Journal of Finance* 42, (1987), pp. 483-510.
- Newey, W. and K. West, "A Simple Positive Semi-definite, Hetero-Skedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55, (1987), 703-708.
- Pastor, L., and R. F. Stambaugh, "Liquidity Risk and Expected Stock Returns" *Journal of Political Economy* 111, (2003), pp. 642-685.
- Pettengill, G. N., S. Sundaram and I. Mathur, "The Conditional Relation between Beta and Returns" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30(1), (1995), pp. 101-116.
- Pettengill, G. N., S. Sundaram and I. Mathur, "Payment for Risk: Constant Beta vs. Dual-Beta Models" *Financial Review* 37, (2002), pp. 123-136.
- Peterson D. R., and A. R. Smedema, "The Return Impact of Realized and Expected Idiosyncratic Volatility" *Journal of Banking and Finance* 35 (2011), pp. 2547-2558.
- Sharpe W. F., "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk" *Journal of Finance* 19, (1964), pp. 425-442

A Study on the Relationship between Idiosyncratic Volatility and Stock Returns in the Korean Stock Markets[†]

Cheoljun Eom¹ • Woo-Baik Lee² • Rasoo Park³ • Uk Chang⁴ • Jong Won Park⁵

< Abstract >

The idiosyncratic volatility(IVOL) puzzle, as first documented in Ang, et al. (2006), has received so much attention in the finance literature. We examine the IVOL puzzle in the Korean stock markets. We use monthly realized IVOL based on daily stock returns and conditional IVOL from EGARCH based on monthly stock returns. We find that stocks with recent past high IVOL have low future average returns in Korean stock markets after controlling for market beta, size and value factors. The negative relationship between IVOL and stock returns is significant and robust for controlling short-term reversal, momentum, trading volume turnover ratio, stock price level. This result suggest that the IVOL puzzle of Ang et al.(2006) exists and there are broad, not easily diversifiable factors in Korean stock markets. However, we can not find this IVOL puzzle in the down market period and January. In January high IVOL stocks on average outperform low IVOL stocks while in other months they underperform. And in up markets the negative relationship between IVOL and stock returns is not significant but it is very significant in down markets. These results mean that high IVOL stocks earn large negative returns when the market goes down and induce the IVOL puzzle in the Korean stock markets.

Key Words: Idiosyncratic Volatility(IVOL); Stock Returns; IVOL Puzzle; Asset Pricing Model; Korean Stock Markets

[†] This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government (NRF-2012S1A5A2A03034173).

1. Pusan National University, 2. Korea Open National University, 3. Sookmyung Women's University, 4. Duksung Women's University, 5. Corresponding Author, College of Business Administration, University of Seoul(parkjw@uos.ac.kr)