

고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계 검증: Carhart(1997) 4요인 모형을 중심으로

Idiosyncratic Volatility and Cross-Section of Expected Returns: Using the Carhart(1997) four-factor model

옥 영 경* · 김 정 무**

Youngkyung Ok · Jungmu Kim

본 연구는 2000년 1월부터 2015년 12월까지 유가증권 시장의 보통주를 표본으로 하여 고유변동성이 기대수익률의 횡단면에 미치는 영향을 분석하였다. 특히, 2000년 이후 한국주식시장의 체계적 위험으로 밝혀진 모멘텀 효과를 고려하기 위해 Carhart(1997)의 4요인 모형을 이용하여 고유변동성을 추정하였다. 주요 연구방법론과 결과는 다음과 같다. 첫째, 고유변동성이 높은 포트폴리오를 매수하고 고유변동성이 낮은 포트폴리오를 매도하는 전략을 매월 반복 시행하여 헤지 포트폴리오의 평균 수익률을 살펴보았다. 이러한 거래 전략은 월평균 -1.15%의 수익률을 보이지만, 4요인 모형 위험 조정 수익률은 -0.71%이며 통계적으로 유의하지 않았다. 둘째, 개별 주식의 다양한 특성을 통제하기 위해 이중정렬 포트폴리오 분석을 실시하였다. 그 중 거래회전율을 통제한 고유변동성 거래전략은 월평균 -0.86%의 수익률을 거두었다. 그러나 4요인 모형을 통해 위험프리미엄을 조정할 경우 -0.43%로 낮아지며, 통계적으로 유의하지 않다. 마지막으로, 고유변동성 크기에 따라 정렬된 25개의 포트폴리오에 대해 다양한 특성변수를 통제하여 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀 분석을 실시하였다. 고유변동성 정렬 포트폴리오 수익률의 횡단면은 일반적으로 포트폴리오의 고유변동성 크기에 의해 유의하게 설명되지만, 거래회전율을 통제할 경우 그 유의성이 사라졌다. 이러한 본 연구의 결과는 국내 주식시장에 모멘텀 효과를 고려할 때 고유변동성 이례현상이 유의하지 않으며, 유동성에 의해 크게 영향을 받고 있음을 시사한다.

국문 색인어: 고유위험, 고유변동성, 4요인 모형, 모멘텀 효과, 이례현상

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050700, B050701, B050704

* 영남대학교 경영학과 대학원 박사과정(okyk@yu.ac.kr), 제1저자

** 영남대학교 경영대학 경영학과 조교수(jungmukim@yu.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2017. 11. 17, 논문 최종 수정일: 2018. 01. 17, 논문 게재 확정일: 2018. 02. 08

I. 서론

고유변동성과 기대수익률이 음(-)의 횡단면적 관계에 있다는 Ang et al.(2006)의 실증 결과는 전통적 자산 가격 결정 이론의 틀 안에서 쉽게 설명되지 않는다. Sharpe(1964)와 Lintner(1965)의 자산 가격 결정 이론에 의하면 투자자는 완전히 분산된 포트폴리오를 보유하며, 개별 자산의 기대수익률은 오직 체계적 위험에 의해서만 결정된다. 다시 말해 고유변동성은 자산의 기대수익률에 영향을 미치지 않는다. 설사 투자자들이 완전히 분산된 포트폴리오를 보유하지 못한다고 가정하더라도, 합리적 투자자는 고유변동성에 대해 양(+)의 프리미엄을 요구하게 된다(Merton, 1987). 따라서 고유변동성이 낮은 주식을 보유할 때 높은 수익률을 얻는다는 실증적 발견은 현대 포트폴리오의 이론적 관점에서 볼 때 다소 놀라운 점이다.

우리는 한국 주식시장에서의 모멘텀 효과를 고려하여 고유변동성과 기대수익률의 횡단면적 관계를 분석해 본다. 최근 국내 주식시장을 대상으로 한 연구들은 Ang et al.(2006)의 결과를 지지하며 고유변동성 이례현상이 존재함을 보고하고 있다(김태혁, 변영태, 2011; 고봉찬, 김진우, 2014; 변영태 외 2인, 2011; 엄철준 외 4인, 2014; 장지원, 2016). 그러나 이 연구들은 고유변동성을 추정하기 위한 시장모형으로써 단일요인 모형인 CAPM 혹은 Fama and French(1993) 3요인 모형을 사용하고 있다. 만일 이 모형들이 한국 주식시장의 체계적 위험을 모두 통제하고 있지 못하다면, 추정된 고유변동성은 여전히 체계적 위험요인을 내포하게 될 것이다. 최근 국내 주식시장의 위험요인을 분석한 연구는 국내 주식시장에서 규모효과와 가치효과의 영향이 과거에 비해 감소하기는 했으나 여전히 나타나고 있음을 주장하고 있으며(고봉찬, 김진우, 2007; 김규영, 김영빈, 2001; 김동철, 2004), 특히 그간 혼재된 결과를 제시했던 모멘텀 전략 역시 외환위기 이후의 기간에서는 유의한 양(+)의 성과를 얻는다고 보고하고 있다(김상환, 2012; 엄운성, 2013; 이창준, 장지원, 2015; 장지원, 2017). 이는 고유변동성을 보다 정교하게 추정하기 위해 모멘텀 요인을 추가적으로 고려할 필요성이 있음을 시사한다. 이에 따라 우리는 Fama and French(1993) 3요인 모형에 Jegadeesh and Titman(1993)의 모멘텀 요인을 추가한 Carhart(1997)의 4요인 모형을 시장모형으로 하

여 고유변동성 이레 현상을 재분석하였다.

분석기간은 국내 주식시장에서 모멘텀현상이 유의하다고 보고된 2000년 1월부터 2015년 12월까지이다. 유가증권 시장 보통주를 분석대상으로 하며, 포트폴리오 분석과 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀 분석을 통해 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 분석한다. 구체적으로, 매월 말 고유변동성 크기에 따라 단일정렬 및 이중정렬 포트폴리오를 구성하여 1개월 후의 수익률(post-ranking returns)을 관찰하며, Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 통해 주식수익률에 영향을 주는 것으로 알려진 다양한 요인을 통제한 이후에 고유변동성의 영향을 확인한다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 단일정렬 포트폴리오 수익률을 관찰한 결과, 고유변동성이 높은 포트폴리오를 매수하고 고유변동성이 낮은 포트폴리오를 매도하는 전략의 4요인 알파는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 둘째, 고유변동성 현상이 기업 특성에 의해 관찰되는 현상인지 살펴보기 위해 이중정렬 포트폴리오를 구성한 결과, 거래회전율을 통제한 경우에 4요인 알파가 통계적으로 유의하지 않았다. 셋째, 개별주식 단위 횡단면 분석에서는 통제변수의 포함여부에 관계없이 고유변동성의 회귀계수가 음으로 나타나 고유변동성 이레현상이 관찰되었다. 그러나 포트폴리오 단위 분석에서는 통제변수로 거래회전율을 포함하는 경우 고유변동성의 회귀계수는 유의하지 않았으며, 오히려 거래회전율의 회귀계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보였다. 이것은 이중정렬 포트폴리오 분석 결과와 일치하는 것으로 거래회전율을 통제하는 경우에 거래회전율이 고유변동성의 영향을 흡수하며 고유변동성과 기대수익률의 음(-)의 횡단면 관계가 관찰되지 않는 것을 확인할 수 있었다. 마지막으로, 고유변동성 이레현상이 주로 관찰되는 주식의 특성을 확인하기 위해 고유변동성 5분위 포트폴리오 및 기업규모 5분위 포트폴리오 내의 개별주식 단위 횡단면 분석 결과, 고유변동성 이레현상은 고유변동성이 높은 포트폴리오와 소규모 기업 포트폴리오에서만 관찰되었다. 이상의 실증분석 결과를 종합하면, 고유변동성과 기대수익률의 음(-)의 횡단면적 관계는 주로 고-고유변동성 주식과 소규모 주식에서 기인하는 것으로 볼 수 있으며,

모멘텀 효과를 고려할 때 국내 주식시장에서 고유변동성 이례현상은 강건하지 않다고 볼 수 있다.

서론에 이어 본 논문의 이후 구성은 다음과 같다. II장에서는 연구에 사용되는 자료의 범위 및 주요 변수의 추정방법을 설명한다. III장에서는 포트폴리오 분석 및 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 통해 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 살펴본다. IV장에서는 고유위험 이례현상에 주로 관찰되는 표본의 특성에 대해 분석한다. 마지막으로 V장에서 실증분석 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 자료 및 연구방법

1. 자료

본 연구는 2000년 1월부터 2015년 12월까지 유가증권시장에 상장된 보통주를 분석대상으로 한다. 자본잠식기업은 분석대상에서 제외하며, 재무제표 항목의 사용을 위해 금융업을 제외한다.¹⁾ 또한 모든 표본에 대해 공통적으로 적용되는 사항은 다음과 같다. 수정계수로 수정주가가 계산되어 주식수익률이 존재하지만 거래량과 거래대금이 모두 0인 경우에는 실질적인 거래가 없었다고 판단하여 분석대상에서 제외한다. 분석기간 중, 코스닥 시장에서 유가증권 시장으로 이전을 한 경우에는 시장이전 전 시 계열 자료는 분석대상에서 제외한다.

연구에 필요한 자료는 다음과 같다. 주가, 시가총액, 거래량, 거래대금, 상장주식수 등 주가 관련 자료와 총자산, 우선주 자본금 등의 회계자료를 필요로 한다. 주식 수익률은 현금대당을 반영한 수정주가로 계산한다. 시장 수익률로는 KOSPI 지수 수익률을 사용하며, 무위험 이자율의 대용치로는 CD금리(91일물)를 사용한다. 연구에 필요한 모든 자료는 FnGuide에서 얻는다.

1) 본 연구에서 금융업은 한국표준산업분류 9차(대분류)의 금융업으로 정의한다.

2. 주요변수의 추정

연구에 사용될 주요 특성변수는 다음의 방법으로 추정한다. 시장베타(BETA)는 시장 포트폴리오 수익률에 대한 베타를 나타내며, 개별 주식의 초과수익률을 시장포트폴리오의 초과수익률에 대해 회귀분석하여 얻는다. 매월 마지막 거래일을 기준으로 해당 월의 일별 시계열 자료를 사용하며, 거래일수가 충분하지 않은 경우에는 결측치로 처리한다.²⁾ 기업규모(ME)는 매월 말 기준 시가총액을 나타낸다. 시장가치 대비 장부가치 비율(BM)은 t-1년도 말의 자본총계에서 우선주 자본금을 차감한 값을 t-1년도 말의 시가총액으로 나누어 계산한다. 모멘텀(MOM12,7)은 직전 12개월에서 7개월의 누적수익률을 나타낸다. 거래회전율(TURN)은 한 달 동안의 거래량을 상장주식수로 나누어 계산한다. 비유동성(ILLIQ)은 Amihud(2002)의 정의에 따라 일 수익률의 절댓값을 거래대금으로 나눈 값의 월평균 값을 사용한다. 전기수익률(PRET1)은 t-1월의 수익률을 나타낸다.

시장에서 직접 관찰할 수 없는 고유위험은 시장모형을 이용해 추정하며, 이 때 추정된 고유변동성을 고유위험의 대용치로 사용한다. 본 연구에서는 Carhart(1997)의 4요인 모형으로 고유변동성을 추정하며, 추정방식은 Ang et al.(2006)의 방법을 따른다.

구체적인 과정은 다음과 같다. 각 주식의 고유변동성은 매월 추정된다. 고유변동성 추정에 사용되는 시장모형은 Carhart(1997)의 4요인 모형으로 회귀식 (1)로 나타낼 수 있다. Rachwalski and Wen(2016)에 의하면 6개월 이상의 장기 시계열 자료로 추정된 고유변동성이 횡단면 관계를 예측하는 데 유용하므로 본 연구에서는 매월 마지막 거래일을 기준으로 과거 12개월의 일별 시계열자료를 사용한다.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{i,mkt}MKT_t + \beta_{i,smb}SMB_t + \beta_{i,hml}HML_t + \beta_{i,umd}UMD_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기에서, $R_{i,t}$ 는 주식 i 의 수익률을 나타내며, $R_{f,t}$ 는 무위험 이자율을 나타낸다. MKT는 시장 요인, SMB는 기업규모 요인, HML은 장부가 대비 시장가 요인, UMD는 모멘텀 요인을 나타낸다.

2) 해당 월의 일별 시계열 자료가 1개 미만인 경우에는 결측치로 처리한다.

위의 과정을 통해 주식 i 의 잔차가 추정되면, 잔차들의 표준편차를 계산해 주식 i 의 m 월 고유변동성으로 사용한다. 이 때, 해당기간 동안의 일별 시계열 자료가 120개 미만인 경우에는 결측치로 처리한다.

III. 실증분석

본 장에서는 포트폴리오 분석과 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 통해 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 분석한다. 포트폴리오 분석은 단일정렬 포트폴리오와 이중정렬 포트폴리오로 구분하며, 양 극단에 위치한 포트폴리오의 수익률 간에 유의한 차이가 있는지 분석한다. 다음으로, 포트폴리오 분석의 결과가 주식수익률에 영향을 주는 다양한 요인들을 동시에 통제한 이후에도 관찰되는 지 확인하기 위하여 개별주식 단위와 포트폴리오 단위에서 각각 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 실시한다.

1. 포트폴리오 분석

가. 단일정렬

본 절에서는 단일정렬 포트폴리오 분석을 통해 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 살펴본다. 이를 위해, 앞서 정의한 방식으로 추정된 주식 i 의 t 월 고유변동성 크기를 기준으로 단일정렬 된 5분위 포트폴리오를 구성한 뒤, $t+1$ 월의 포트폴리오의 수익률(post-ranking returns)을 관찰한다. 또한 고유변동성이 가장 높은 포트폴리오(5번)를 매수하고, 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오(1번)를 매도하는 헤지 포트폴리오의 월평균 수익률과 4요인 모형의 체계적 위험을 통제한 위험조정 수익률을 관찰한다.

〈표 1〉에서 그 결과를 보고하고 있다. Panel A의 가치가중 포트폴리오의 결과를 보면, 포트폴리오 수익률에서 단조감소하거나 단조증가하는 패턴은 관찰되지 않는다. 1

년부터 3번 포트폴리오까지는 수익률이 증가하고 있으며, 그 이후에 수익률이 감소하여 5번 포트폴리오에서는 수익률이 눈에 띄게 낮아진다. 이러한 현상은 고유변동성 이례현상을 최초로 보고한 Ang et al. (2006)의 연구와 일치하는 결과이며, Bali and Cakici (2008)는 이에 대한 원인으로 각 포트폴리오 별 시가총액 차이를 지적하고 있다.³⁾ 5번 포트폴리오의 수익률 급감현상으로 인해 5번 포트폴리오를 매수하고, 1번 포트폴리오를 매도하는 헤지 포트폴리오는 약 -1.15%의 월평균 수익률을 얻으며, 이 값은 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 기존 연구가 보고한 가치가중 포트폴리오에서 고유변동성과 수익률 간에 음(-)의 횡단면 관계가 존재한다는 것과 일치하는 결과이다(고봉찬, 2014; 엄철준 외, 2014; 장지원, 2016). 그러나 체계적 위험을 통제한 이후에는 헤지 포트폴리오의 수익률이 통계적으로 유의하지 않다. 다음으로 Panel B의 동일가중 포트폴리오의 결과를 보면, 가치가중 포트폴리오와 유사하게 1번부터 4번 포트폴리오는 수익률에서 그 차이가 크지 않지만, 5번 포트폴리오의 수익률이 급격히 낮아지며 헤지 포트폴리오는 월평균 -1.23%의 수익률을 얻고 있다. 1% 수준에서 통계적으로 유의한 결과이다. 또한 체계적 위험을 통제한 이후에도 유의한 음(-)의 수익률을 가지는 것을 볼 수 있다. 동일가중 포트폴리오에서 고유변동성과 기대수익률 간에 음(-)의 횡단면 관계가 존재한다는 기존의 연구 결과와 일치한다(김태혁, 변영태, 2011; 장지원, 2016). 그러나 포트폴리오 분석에서 동일가중 방식을 취하는 경우 극소규모 주식(microcaps)의 영향이 커질 수 있음을 지적하며 가치가중 방식이 적절하다고 주장한 Hou et al. (2017)의 주장을 따르면 단일정렬 포트폴리오 분석에서는 고유변동성 이례현상은 유의하지 않다고 볼 수 있다.

〈표 1〉의 결과에서 주목할 만한 또 다른 점은, 가치가중 포트폴리오와 동일가중 포트폴리오의 고유변동성 크기가 비슷하다는 점이다. 동일한 분위의 포트폴리오를 비교했을 때 가치가중 포트폴리오의 고유변동성 크기가 오히려 더 작게 나타난다. 이것은 기존의 문헌에서 보고하고 있는 고유변동성과 기업규모의 음(-)의 관계가 한국 주식시장에서도 존재한다는 것을 확인하게 한다(Ang et al, 2006; Bali and Cakici, 2008;

3) 본 연구의 결과에서도 1번 포트폴리오의 시가총액은 전체의 55.7%를 차지하는 데 반해, 5번 포트폴리오의 시가총액 비중은 2.6%에 지나지 않는다.

Rachwalski, Wen, 2016).

또한 포트폴리오 수익률 가중방식에 따라 포트폴리오 수익률의 차이가 크게 나타나고 있다. 동일가중 포트폴리오에서는 음(-)의 수익률이 관찰되지 않으나, 가치가중 포트폴리오에서는 5번 포트폴리오의 수익률이 음수로 전환된다. 소규모 주식의 높은 수익률이 가치가중 포트폴리오에 미치는 영향이 축소되어 나타나는 현상으로 볼 수 있다.

결과적으로 고유변동성과 기업규모의 음(-)의 관계로 인해 고유변동성이 큰 주식들로 구성되는 5번 포트폴리오에 소규모 주식이 대거 포함되며, 5번 포트폴리오의 낮은 수익률이 소규모 주식이 가지고 있는 특성에 의해서 나타날 수 있다는 가능성이 제기된다. 헤지 포트폴리오의 위험조정 수익률이 가치가중 포트폴리오에서는 유의하지 않고 동일가중 포트폴리오에서만 유의한 것도 소규모 주식에 의한 영향으로 볼 수 있다. 이러한 해석이 가능하다면, <표 1>에서 보고하고 있는 고유변동성과 기대수익률의 음(-)의 횡단면 관계가 고유변동성 기준 정렬이 아닌 기업규모로 정렬한 포트폴리오의 결과로 볼 수도 있음을 시사한다. 실제로 기업규모는 단조감소하는 패턴을 보이고 있다. 따라서 IV장에서 고유변동성 5분위 포트폴리오 및 기업규모 5분위 각 포트폴리오 내에 속하는 개별주식을 대상으로 하는 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 통해 고유위험 이례현상이 주로 관찰되는 포트폴리오의 특성을 확인한다.

이 밖에도 Panel A에서 시장가치 대비 장부가치 비율과 모멘텀에서 단조증가하는 패턴이 관찰되고 있으므로, 각 포트폴리오의 수익률이 다른 특성변수에 의해 영향을 받는지 확인하기 위하여 다음절에서 특성변수들을 통제한 이중정렬 포트폴리오를 구성하여 각각의 영향을 통제한 이후에 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 살펴본다.

〈Table 1〉 Portfolios Sorted by Idiosyncratic Volatility

This table reports the mean values of post-ranking excess returns and characteristics of quintile portfolios sorted by idiosyncratic volatility. Using daily data over previous 12 months, idiosyncratic volatilities are estimated relative to the Carhart(1997) four factor model. After that, stocks are sorted into quintiles based on their idiosyncratic volatility. We rebalance the portfolios every month and obtain post-ranking returns by the next month excess returns of each portfolio. RETURN is calculated by averaging the post-ranking returns. Characteristics are calculated using pre-formation values; BETA reports beta for market portfolio, ME reports the market capitalization, BM reports book-to-market ratio, and MOM(12,7) reports the cumulative returns during the previous period from 12 to 7 months. The row “5-1” refers to the difference in monthly returns between portfolios 5 and 1. The row “4Factor- α ” reports risk-adjusted returns relative to the Carhart(1997) model. Panels A and B report the result for value-weighted and equal-weighted quintile portfolios, respectively. Newey-West(1987) t-statistics are reported in parentheses. Sample period is from January 2000 to December 2015. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

| | RETURN | IVOL | BETA | ME | BM | MOM(12,7) |
|------------------------------------|----------|------|------|---------|------|-----------|
| Panel A: Value-Weighted Portfolios | | | | | | |
| 1 | 0.31 | 1.57 | 0.99 | 4992.27 | 0.90 | 8.94 |
| 2 | 0.82 | 2.32 | 0.94 | 754.14 | 1.17 | 11.48 |
| 3 | 0.96 | 2.76 | 0.99 | 376.87 | 1.28 | 16.24 |
| 4 | 0.59 | 3.31 | 1.03 | 279.59 | 1.48 | 24.69 |
| 5 | -0.84 | 4.72 | 0.91 | 152.44 | 1.87 | 30.50 |
| 5-1 | -1.15** | | | | | |
| | (-2.30) | | | | | |
| 4Factor- α | -0.71 | | | | | |
| | (-1.28) | | | | | |
| Panel B: Equal-Weighted Portfolios | | | | | | |
| 1 | 1.45 | 1.80 | 0.50 | 267.49 | 2.12 | 1.45 |
| 2 | 1.33 | 2.34 | 0.63 | 103.48 | 2.06 | 3.82 |
| 3 | 1.46 | 2.78 | 0.70 | 66.02 | 2.03 | 7.30 |
| 4 | 1.53 | 3.37 | 0.71 | 34.81 | 2.11 | 10.55 |
| 5 | 0.21 | 4.86 | 0.64 | 12.61 | 2.35 | 18.46 |
| 5-1 | -1.23*** | | | | | |
| | (-3.24) | | | | | |
| 4Factor- α | -0.98** | | | | | |
| | (-2.49) | | | | | |

나. 이중정렬

본 절에서는 주식수익률에 영향을 주는 것으로 알려진 특성변수들의 영향을 통제 한 이후에 고유변동성 현상을 관찰하기 위하여 이중정렬 포트폴리오를 구성하여 포트폴리오 수익률을 관찰한다. 이를 위해, 먼저 t 월의 특성변수를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성한다. 그리고 다시 각 특성변수 5분위 포트폴리오 내에서 t 월의 고유변동성 크기를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성한다. 이렇게 25개의 포트폴리오가 구성되면 고유변동성이 가장 높은 포트폴리오(5번)를 매수하고, 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오(1번)를 매도하는 헤지 포트폴리오의 $t+1$ 월의 월평균 수익률과 4요인 모형의 체계적 위험을 통제한 위험 조정 수익률을 관찰한다. 헤지 포트폴리오의 수익률은 각 패널의 가장 오른쪽 열에서 보고한다. <표 2>에서 보고하는 각 고유변동성 포트폴리오의 값들은 특성변수 5분위 포트폴리오의 평균값이다. 예를 들어, 시장베타(BETA)를 통제한 고유변동성 1번 포트폴리오의 수익률은 시장베타 1번~5번 포트폴리오 중 고유변동성 1번 포트폴리오에 해당하는 주식 수익률을 동일 가중 평균한 값이다. 이렇게 구성된 고유변동성 포트폴리오는 비슷한 크기의 시장베타를 가진 주식들로 구성이 되어 시장베타가 통제된 포트폴리오의 수익률을 관찰할 수 있다. 나머지 이중정렬 포트폴리오의 수익률도 동일한 방식으로 계산되었으며, 그 결과도 유사하게 해석할 수 있다.

이중정렬 포트폴리오 구성에 사용되는 특성변수로는 Carhart(1997)의 4요인 모형의 위험요인(BETA, ME, BM, MOM(12,7)) 및 비유동성(ILLIQ), 거래회전율(TURN), 전기수익률(PRET1)을 사용한다. 먼저 Panel A의 가치가중 포트폴리오의 결과를 보면, 다양한 특성변수들을 각각 통제한 이후에도 대부분의 고유변동성 포트폴리오 수익률은 단일정렬 포트폴리오의 결과와 유사한 패턴을 보이고 있다. 또한 5번 포트폴리오에서 수익률이 급감하는 현상도 일관되게 나타난다. 이로 인해 헤지 포트폴리오에서 통계적으로 유의한 음(-)의 수익률이 관찰된다. 4요인 모형의 체계적 위험을 통제한 이후의 위험조정 수익률도 유의성이 낮아지기는 하지만 유의한 음(-)의 수익률을 보고하고 있다. 다만, 거래회전율을 통제한 경우에는 수익률

차이가 유의하지 않다. Panel B에서 보고하고 있는 동일가중 포트폴리오의 결과 역시 가치가중 포트폴리오의 결과와 유사하다.

이상의 포트폴리오 분석 결과를 종합하면, 단일정렬 포트폴리오에서 나타난 고위험 이례현상은 주식수익률에 영향을 주는 대부분의 특성변수를 통제하더라도 유사하게 나타나고 있으나, 거래회전율을 통제한 경우에는 통계적 유의성이 관찰되지 않는 것을 볼 수 있다.

〈Table 2〉 Double Sort Portfolios

This table reports the mean values of post-ranking excess returns and risk-adjusted returns of quintile portfolios. Using daily data over previous 12 months, idiosyncratic volatilities are estimated relative to the Carhart(1997) four factor model. Quintile portfolios are formed by first sorting stocks by firm characteristics respectively, then within each characteristic quintile, stocks are further sorted into quintiles by idiosyncratic volatility. Characteristics are BETA(market beta), ME(market capitalizations), BM(book to market ratio), momentum(cumulative returns during the previous period from 12 to 7 months), TURN(turnover), ILLIQ(illiquidity) and PRETI(1-month prior return). The values report the average returns across the characteristic quintiles within each IVOL quintiles. The row "5-1" refers to the difference in monthly returns between portfolios 5 and 1. The row "4Factor alpha" reports risk-adjusted returns relative to the Carhart(1997) model. Panel A and Panel B report value-weighted and equal-weighted quintile portfolios, respectively. Robust Newey-West(1987) t-statistics are reported in parentheses. Quintile portfolios are rebalanced every month. Sample period is from January 2000 to December 2015. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

| | IVOL | | | | | IVOL | | | | | | |
|------------------------------------|----------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|---------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 5-1 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 5-1 |
| Panel A: Value-Weighted Portfolios | Risk-Adjusted Return | | | | | | | | | | | |
| BETA | 0.52 (1.34) | 0.83 (1.49) | 0.88 (1.54) | 0.68 (1.08) | -1.07 (-1.63) | -1.60*** (-2.98) | 0.69* (1.66) | 1.17** (2.11) | 1.20** (2.08) | 1.14 (1.57) | -0.47 (-0.71) | -1.16** (-2.26) |
| ME | 1.48*** (3.37) | 1.41*** (2.67) | 1.71*** (3.25) | 1.08* (1.89) | -0.30 (-0.49) | -1.78*** (-4.84) | 1.59*** (3.48) | 1.57*** (2.99) | 1.91*** (3.50) | 1.50** (2.53) | 0.26 (0.40) | -1.32*** (-3.27) |
| BM | 1.00** (2.27) | 1.07 (1.57) | 1.03 (1.59) | 0.86 (1.36) | -0.36 (-0.59) | -1.36*** (-3.20) | 1.31*** (2.77) | 1.25* (1.91) | 1.39** (2.10) | 1.24* (1.80) | 0.21 (0.32) | -1.10*** (-2.61) |
| MOM(12,7) | 0.49 (1.18) | 0.91 (1.65) | 0.81 (1.21) | 0.64 (0.98) | -1.07* (-1.84) | -1.56*** (-4.09) | 0.70 (1.61) | 1.12* (1.93) | 1.10* (1.71) | 1.02 (1.45) | -0.42 (-0.67) | -1.12*** (-2.89) |
| TURN | 0.42 (0.80) | 0.41 (0.68) | 0.78 (1.40) | 0.57 (1.01) | -0.43 (-0.78) | -0.86** (-2.27) | 0.63 (1.28) | 0.73 (1.11) | 1.08* (1.83) | 1.02* (1.67) | 0.20 (0.34) | -0.43 (-1.24) |
| ILLIQ | 1.16*** (2.68) | 1.07** (2.06) | 1.05** (2.01) | 1.18** (2.13) | -0.40 (-0.70) | -1.56*** (-3.55) | 1.32*** (2.83) | 1.31** (2.41) | 1.29** (2.45) | 1.47*** (2.60) | 0.02 (0.03) | -1.30*** (-2.87) |
| PRETI | 0.57 (1.43) | 0.90 (1.43) | 0.67 (1.22) | 0.76 (1.17) | -0.68 (-1.07) | -1.25** (-2.53) | 0.79* (1.95) | 1.13* (1.88) | 0.95* (1.68) | 1.11* (1.70) | -0.09 (-0.13) | -0.88* (-1.80) |

| | IVOL | | | | | IVOL | | | | | | |
|------------------------------------|-------------------------------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|---------------------|
| | Monthly Average Excess Return | | | | | Risk-Adjusted Return | | | | | | |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 5-1 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 5-1 |
| Panel B: Equal-Weighted Portfolios | | | | | | | | | | | | |
| BETA | 1.50*** (3.49) | 1.39** (2.59) | 1.44*** (2.68) | 1.23** (2.19) | 0.41 (0.64) | -1.08** (-2.47) | 1.67*** (3.68) | 1.64*** (2.98) | 1.71*** (3.12) | 1.57*** (2.67) | 0.83 (1.23) | 0.84* (1.96) |
| ME | 1.63*** (3.60) | 1.47*** (2.84) | 1.76*** (3.29) | 1.23** (2.15) | -0.11 (-0.18) | -1.73*** (-5.12) | 1.75*** (3.69) | 1.67*** (3.28) | 1.99*** (3.59) | 1.65*** (2.77) | 0.37 (0.56) | -1.38*** (-3.53) |
| BM | 1.35*** (3.13) | 1.34** (2.56) | 1.41** (2.54) | 1.43** (2.48) | 0.45 (0.74) | -0.90** (-2.55) | 1.54*** (3.50) | 1.58*** (2.89) | 1.67*** (2.88) | 1.76*** (3.03) | 0.87 (1.33) | -0.68* (-1.80) |
| MOM(12,7) | 1.41*** (3.23) | 1.36*** (2.68) | 1.35** (2.38) | 1.29** (2.20) | 0.59 (0.98) | -0.82** (-2.31) | 1.61*** (3.52) | 1.60*** (3.07) | 1.64*** (2.76) | 1.59*** (2.64) | 1.01 (1.56) | -0.60* (-1.68) |
| TURN | 1.33*** (2.88) | 1.21** (2.13) | 1.21** (2.28) | 1.04* (1.95) | 1.19** (2.13) | -0.14 (-0.54) | 1.56*** (3.22) | 1.46** (2.55) | 1.51*** (2.74) | 1.38** (2.45) | 1.53** (2.50) | -0.04 (-0.13) |
| ILLIQ | 1.42*** (3.24) | 1.35*** (2.66) | 1.47*** (2.69) | 1.51** (2.57) | 0.23 (0.38) | -1.19*** (-3.19) | 1.61*** (3.50) | 1.59*** (2.99) | 1.76*** (3.05) | 1.83*** (3.11) | 0.65 (0.99) | -0.96** (-2.32) |
| PRETI | 1.47*** (3.32) | 1.37** (2.56) | 1.37*** (2.65) | 1.23** (2.10) | 0.54 (0.88) | -0.93** (-2.40) | 1.71*** (3.69) | 1.63*** (2.93) | 1.61*** (2.92) | 1.59*** (2.73) | 0.89 (1.37) | -0.82*** (-2.13) |

2. Fama and MacBeth 횡단면 분석

고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 보다 면밀하게 검증하기 위해서는 주식 수익률에 영향을 미치는 것으로 알려진 다양한 요인들을 동시에 통제한 후에 고유변동성의 영향을 관찰할 필요가 있다. 이를 위해, 본 절에서는 개별기업 단위와 고유변동성 포트폴리오 단위에서 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석을 실시하여 고유변동성(IVOL) 회귀계수의 부호와 유의성을 관찰한다. 회귀모형에 포함될 각 통제변수들은 앞서 설명한 것과 동일한 방법으로 측정되었으며, 기업규모(ME)와 시장가치 대비 장부가치 비율(BM)은 로그를 취한 값을 사용한다. 또한 장지원(2017)의 연구에 의하면 과거 성과 측정시점에 따라 모멘텀의 영향력에 차이가 있으므로 이를 보다 세밀하게 통제하기 위하여 측정시점에 따른 모멘텀 즉, 과거 12개월에서 과거 2개월의 누적수익률(MOM12,2)과 과거 6개월에서 과거 2개월의 누적수익률(MOM6,2)을 통제변수로 추가한다. 횡단면 분석에 사용될 회귀식은 다음의 식 (2)로 나타낼 수 있다.

$$R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = \alpha + \gamma_{i,IVOL} IVOL_{i,t} + \gamma_{i,t} X_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad (2)$$

여기에서, $R_{i,t}$ 는 주식 i 의 $t+1$ 월 수익률이며, $IVOL_{i,t}$ 은 주식 i 의 t 월의 고유변동성, $X_{i,t}$ 는 통제변수를 나타낸다.

〈표 3〉은 개별주식 단위의 횡단면 분석 결과를 보고한다. 모형(1)은 다른 통제변수를 포함하지 않고 고유변동성과 기대수익률의 관계를 확인하기 위한 모형이며, 모형 (2)는 3요인 모형의 체계적 위험을 통제한 모형이다. 모형(3) ~ 모형(5)는 4요인 모형의 체계적 위험을 통제한 모형으로, 측정시기에 따른 모멘텀을 각각의 모형에서 통제변수로 포함한다. 마지막으로 모형(6)은 위험요인 이외에 주식수익률에 영향을 줄 수 있는 유동성 관련 변수들과 단기수익률 반전현상을 확인하기 위한 변수를 통제변수로 추가한 모형이다. 먼저 모형(1)에서 IVOL의 회귀계수는 -0.460으로 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 통제변수를 추가한 이후에도 IVOL의 회귀계수는 -0.460 ~ -0.812로 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값

을 가진다. 앞서 관찰된 고유변동성과 기대수익률의 음(-)의 횡단면 관계를 개별 주식 단위의 횡단면 분석에서도 재확인 할 수 있다. 또한 통제변수의 회귀계수의 크기와 유의성이 모형에 따라 조금씩 차이가 나지만, 대부분 기존에 알려진 것과 동일한 부호를 보인다. 구체적으로 측정시점으로 구분된 모멘텀의 회귀계수를 보면 MOM(12,7)과 MOM(12,2)은 각각 0.011과 0.009로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지며, MOM(6,2)는 설명력이 없다. 증기과거(MOM(12,2))의 성과와 기대수익률이 양(+)의 관계에 있으며, 설명력이 가장 높다고 보고한 장지원(2017)의 연구와 일치된 결과이다. 또한 lnME의 회귀계수는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지며, lnBM은 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지는 것에서 유가증권시장에서 규모효과와 가치주효과가 유의한 것을 확인할 수 있다. TURN의 회귀계수가 1% 수준에서 음(-)으로 유의한 것에서 거래회전율이 높은 주식의 미래 수익률이 낮아지는 것을 확인할 수 있다.

〈Table 3〉 Fama and MacBeth cross-sectional regressions : Individual Level

This table reports the average coefficients from the Fama and MacBeth(1973) cross-sectional regressions. We regress monthly excess returns on IVOL, MOM(12,2), MOM(12,7), MOM(6,2), BETA, lnME, lnBM, TURN, ILLIQ, PRET1. Robust Newey-West(1987) t-statistics are reported in parentheses. Sample period is from January 2000 to December 2015. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| IVOL | -0.460*** (-3.43) | -0.694*** (-5.46) | -0.812*** (-6.39) | -0.773*** (-6.20) | -0.689*** (-5.36) | -0.421*** (-3.77) |
| MOM(12,2) | | | 0.009*** (4.09) | | | |
| MOM(12,7) | | | | 0.011*** (5.28) | | 0.010*** (5.14) |
| MOM(6,2) | | | | | 0.003 (0.78) | |
| BETA | | 0.754*** (3.28) | 0.758*** (3.42) | 0.754*** (3.30) | 0.735*** (3.35) | 0.790*** (3.34) |
| lnME | | -0.497*** (-3.63) | -0.592*** (-4.60) | -0.540*** (-3.98) | -0.514*** (-3.86) | -0.517*** (-3.96) |
| lnBM | | 0.483*** (3.04) | 0.332** (2.21) | 0.431*** (2.84) | 0.457*** (2.93) | 0.402*** (2.77) |

| | | | | | | |
|---------------------|-------|-------|-------|-------|-------|----------------------|
| TURN | | | | | | -1.328*** (-5.54) |
| ILLIQ | | | | | | 0.005 (0.70) |
| PRET1 | | | | | | -0.002 (-0.31) |
| Adj. R ² | 0.022 | 0.047 | 0.056 | 0.051 | 0.053 | 0.068 |

다음으로 고유변동성 크기를 기준으로 구성된 25개의 포트폴리오에 대하여 횡단면 분석을 실시하였으며, 그 결과는 <표 4>에서 보고하고 있다. 결과는 Panel A의 가치가중 포트폴리오를 중심으로 살펴본다. 먼저 다른 통제변수를 포함하지 않은 모형(1)에서 IVOL의 회귀계수는 -0.742로 음(-)의 값을 가지며 통계적으로도 1% 수준에서 강하게 유의하다. <표 1>의 포트폴리오 분석에서 관찰된 고유변동성과 기대수익률의 음(-)의 횡단면 관계가 일관되게 나타나는 것으로 볼 수 있다. 모형(2) ~ 모형(5)에서도 IVOL의 회귀계수가 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가진다. 그러나 모형(6)에서는 IVOL의 회귀계수가 음(-)의 값을 갖지만 통계적인 유의성은 사라지며, 오히려 TURN의 회귀계수가 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가진다. 이것은 거래가 활발하게 일어나는 주식일수록 사후적으로 수익률이 낮아지는 것을 의미하며, TURN이 IVOL의 영향력을 모두 흡수한 것으로 볼 수 있다. 동일가중 포트폴리오에서도 이러한 현상은 동일하게 나타난다. 즉, 포트폴리오 단위 횡단면 분석에서는 고유변동성이 아닌 유동성에 의해 기대수익률이 설명된다고 볼 수 있다.

〈Table 4〉 Fama and MacBeth cross-sectional regressions : Portfolio Level

This table reports the average coefficients from the Fama and MacBeth(1973) cross-sectional regressions. We regress monthly portfolio excess returns on IVOL, MOM(12,2), MOM(12,7), MOM(6,2), BETA, lnME, lnBM, TURN, ILLIQ, PRET1. Robust Newey-West(1987) t-statistics are reported in parentheses. Panel A and Panel B report value-weighted and equal-weighted quintile portfolios, respectively. Quintile portfolios are rebalanced every month. Sample period is from January 2000 to December 2015. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| Panel A: Value-Weighted Portfolios | | | | | | |
| IVOL | -0.742*** (-5.28) | -1.221*** (-5.81) | -1.475*** (-5.80) | -1.413*** (-5.86) | -1.151*** (-4.81) | -0.493 (-1.54) |
| MOM(12,2) | | | 0.014** (1.97) | | | |
| MOM(12,7) | | | | 0.019 (1.52) | | 0.019 (1.60) |
| MOM(6,2) | | | | | 0.002 (0.27) | |
| BETA | | 0.672 (1.38) | 0.470 (1.04) | 0.454 (0.97) | 0.455 (0.94) | 0.305 (0.72) |
| lnME | | -0.311** (-2.47) | -0.342*** (-2.61) | -0.340*** (-2.73) | -0.308** (-2.34) | -0.232 (-1.49) |
| lnBM | | 0.925*** (2.72) | 0.711** (2.25) | 0.932*** (2.62) | 0.783** (2.27) | 1.005*** (3.31) |
| TURN | | | | | | -3.662** (-2.55) |
| ILLIQ | | | | | | -0.364 (-0.96) |
| PRET1 | | | | | | 0.010 (0.44) |
| Adj. R ² | 0.107 | 0.215 | 0.270 | 0.249 | 0.257 | 0.324 |

| Panel B: Equal-Weighted Portfolios | | | | | | |
|------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| IVOL | -0.435*** (-3.23) | -0.790*** (-4.30) | -0.892*** (-3.85) | -0.911*** (-4.49) | -0.883*** (-4.65) | -0.397 (-1.41) |
| MOM(12,2) | | | 0.002 (0.32) | | | |
| MOM(12,7) | | | | 0.013 (1.33) | | 0.021* (1.95) |
| MOM(6,2) | | | | | 0.019 (1.61) | |
| BETA | | 1.406** (2.44) | 1.351** (2.20) | 1.441** (2.25) | 1.659*** (2.68) | 0.839 (1.32) |
| lnME | | -0.678*** (-3.67) | -0.758*** (-3.76) | -0.856*** (-5.08) | -0.745*** (-3.56) | -0.760*** (-3.42) |
| lnBM | | 0.559 (1.34) | -0.012 (-0.03) | 0.261 (0.62) | 0.341 (0.79) | -0.167 (-0.45) |
| TURN | | | | | | -2.533*** (-3.55) |
| ILLIQ | | | | | | -0.013 (-0.45) |
| PRET1 | | | | | | 0.024 (0.76) |
| Adj. R ² | 0.219 | 0.289 | 0.314 | 0.305 | 0.321 | 0.367 |

이상의 횡단면 분석 결과를 종합하면, 개별 주식단위의 횡단면 분석에서는 고유변동성과 기대수익률 간에 음(-)의 횡단면 관계가 분명하게 관찰되지만, 포트폴리오 단위 분석에서는 이 결과가 강건하게 유지되지 않았다. 이것은 4요인 모형으로 추정된 고유변동성과 기대수익률 간에 유의한 음(-)의 관계가 존재한다는 결론을 내리기 어렵게 한다. 그러나 고유변동성 현상이 일부 관찰되고 있으므로 IV장에서 고유위험 이례현상이 주로 관찰되는 주식의 특성을 분석하고, 실증분석 결과의 강건성을 확인한다.

IV. 추가 분석

Lawellen et al.(2010)은 포트폴리오의 구성이 실증분석 결과에 크게 영향을 줄 수 있기 때문에 횡단면 회귀분석은 개별주식 단위에서의 분석이 더 적절하다고 주장한다. 따라서 본 장에서 각각 고유변동성의 크기 및 기업규모에 따라 5분위 포트폴리오를 구성하여 포트폴리오 내 개별주식 단위에서 Fama and MacBeth (1973) 횡단면 분석을 한다. 이를 통해 고유위험 이례현상이 주로 관찰되는 포트폴리오의 특성을 분석하고, 유가증권시장에서 고유위험 이례현상이 강건하게 존재하는지 확인한다.

1. 고유변동성 포트폴리오의 특성

본 절에서는 고유변동성 크기를 기준으로 구성된 5분위 포트폴리오 내 개별주식 단위에서 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 실시한다. <표 5>에서 그 결과를 보고하고 있다. Panel A는 모형(1)을 사용한 횡단면 분석 결과이며, Panel B는 모형(6)을 사용한 결과이다. <표 5>에서 주목할 만한 점은 모형에 관계없이 IVOL 회귀계수는 5분 포트폴리오에서만 음(-)으로 유의하다는 점이다. 구체적으로 Panel A의 결과를 보면, 5분 포트폴리오의 IVOL 회귀계수는 -1.168로 1% 수준에서 강하게 유의하게 나타나, 고유변동성이 높은 주식들의 기대수익률이 낮은 현상이 뚜렷하게 관찰된다. Panel B의 결과를 보면, 2분 포트폴리오에서도 IVOL 회귀계수가 음(-)으로 나타나지만, 5분 포트폴리오의 IVOL 회귀계수가 음(-)으로 가장 크며 통계적인 유의성도 가장 높다. 1분, 3분, 4분 포트폴리오는 통계적인 유의성은 없으나 IVOL 회귀계수가 양(+)의 값을 가져, 고유변동성과 수익률의 음(-)의 횡단면 관계는 주로 5분 포트폴리오에서 기인했을 것이라는 해석을 가능하게 한다.

양 극단에 있는 1분 포트폴리오와 5분 포트폴리오를 중심으로 포트폴리오 별 특성을 살펴보면 MOM(12,7), BETA, lnME, lnBM은 포트폴리오에 미치는 영향이 유사하다. 과거 7개월에서 12개월의 누적수익률이 높을수록, 시장베타가 클수록, 기업

규모가 작을수록, 시장가치 대비 장부가치 비율이 높을수록 기대수익률에는 유의한 양(+)의 영향을 준다. 4요인 모형의 위험요인은 기존에 알려진 것과 동일한 방향으로 포트폴리오에 영향을 주는 것을 확인할 수 있다. 그러나 유동성의 영향은 1번 포트폴리오와 5번 포트폴리오에서 상이하게 나타난다. TURN 회귀계수는 5번 포트폴리오에서는 1% 수준에서 유의한 음(-)인데 반해, 1번 포트폴리오에서는 통계적인 유의성은 없지만 양(+)으로 나타난다. 앞선 횡단면 분석에서 나타난 TURN의 유의한 음(-)의 영향은 고유변동성이 높은 주식들에서만 나타나는 현상이며, 고유변동성이 높은 주식들에서만 거래회전율이 높을수록 수익률이 낮아지는 현상이 뚜렷하게 관찰이 된다. 이것은 고유변동성이 높은 주식을 선호하는 투자자들에 의해 거래회전율이 높아진 주식의 수익률이 낮아지는 것으로 해석할 수 있다.

이상의 고유변동성 포트폴리오 내에서 개별주식 단위의 횡단면 분석 결과를 종합하면, 고유위험 이상현상은 고유변동성이 높은 5번 포트폴리오에서 주로 관찰되는 현상이며, 앞선 포트폴리오 분석에서 나타난 헤지 포트폴리오의 유의한 음(-)의 수익률은 5번 포트폴리오에서 기인한 결과로 볼 수 있으며, 개별주식 단위에서의 횡단면 분석 결과 역시 고유변동성이 높은 소규모 주식에 의한 결과로 볼 수 있다.

〈Table 5〉 Fama and MacBeth cross-sectional regressions : Individual Level within Quintile Portfolio sorted by Idiosyncratic Volatility

This table reports the average coefficients from the Fama and MacBeth(1973) cross-sectional regressions. We regress monthly excess returns on IVOL, MOM(12,2), MOM(12,7), MOM(6,2), BETA, lnME, lnBM, TURN, ILLIQ, PRET1. Panel A and Panel B report the coefficients for model (1) and model (6), respectively. Robust Newey-West(1987) t-statistics are reported in parentheses. Sample period is from January 2000 to December 2015. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---------------------|-----------------|--------------------|-----------------|-----------------|----------------------|
| Panel A: Model (1) | | | | | |
| IVOL | 0.489 (1.51) | -0.786 (-1.38) | 0.680 (1.27) | 0.442 (0.88) | -1.168*** (-4.07) |
| Adj. R ² | 0.005 | 0.001 | 0.001 | 0.002 | 0.021 |
| Panel B: Model (6) | | | | | |
| IVOL | 0.303 (0.74) | -0.886* (-1.84) | 0.219 (0.39) | 0.038 (0.07) | -0.967*** (-3.25) |

| | | | | | |
|---------------------|----------------------|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| MOM(12,7) | 0.018*** (2.98) | 0.019*** (3.49) | 0.021*** (5.19) | 0.016*** (3.60) | 0.011*** (2.74) |
| BETA | 0.459* (1.74) | 0.612** (2.28) | 0.620** (2.11) | 0.565** (2.08) | 1.044*** (2.67) |
| lnME | -0.319*** (-3.00) | -0.313* (-1.90) | -0.487*** (-2.67) | -0.825*** (-3.40) | -1.617*** (-5.95) |
| lnBM | 0.543*** (2.77) | 0.268 (0.88) | 0.245 (1.62) | 0.386** (2.22) | 0.483** (2.58) |
| TURN | 2.699 (1.01) | -0.732 (-0.66) | -0.198 (-0.24) | -1.143** (-2.25) | -1.281*** (-4.37) |
| ILLIQ | -0.010 (-0.58) | -0.028 (-1.18) | 0.024 (0.74) | 0.070 (1.17) | -0.038 (-1.08) |
| PRET1 | 0.021 (1.54) | 0.026* (1.90) | -0.004 (-0.49) | 0.011 (1.08) | -0.004 (-0.44) |
| Adj. R ² | 0.082 | 0.071 | 0.067 | 0.065 | 0.072 |

2. 기업규모 포트폴리오의 특성

Bali and Cakici(2008)는 소형주와 대형주에서의 고유변동성과 기대수익률의 횡단면 관계를 각각 확인하기 위하여 매월 말 기업규모의 중간값을 기준으로 소형주와 대형주를 구분하여 각 그룹에서 고유위험과 기대수익률의 횡단면 관계를 분석하였다. 그러나 2015년 12월 30일 기준, 유가증권 시장 시가총액 상위 20% 기업이 전체 시가총액의 86%를 차지하는 것을 고려한다면 대형주 표본에도 소규모 주식이 대거 포함될 수 있다. 또한 단일정렬 포트폴리오 분석에서 언급한 것과 같이 고유변동성을 기준으로 정렬된 포트폴리오 별 시가총액은 큰 차이를 보이고 있다. 5번 포트폴리오의 시가총액과 1번 포트폴리오의 시가총액 차이는 무려 21배에 달하며, 1번 포트폴리오의 시가총액은 2번부터 5번 포트폴리오의 시가총액을 모두 합한 것 보다 더 크다. 따라서 본 연구에서는 기업규모에 따른 고유변동성의 영향을 면밀하게 분석하기 위하여, 매월 말 시가총액 크기를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하여 각 포트폴리오 내 개별주식 단위에서 횡단면 분석을 실시한다.

그 결과는 <표 6>에서 보고하고 있다. 주요 결과를 간단히 요약하면, 통제변수에 대한 회귀계수의 부호는 모든 포트폴리오에서 동일하게 나타난다. 다만 기업규모가 가장 큰 주식들로 구성된 5번 포트폴리오의 IVOL 회귀계수는 통계적 유의

성이 없다. 이를 통해 고유위험 이례현상이 대형주에서는 관찰되지 않으며, 소형주에서 주로 나타나는 현상이라고 볼 수 있다.

〈Table 6〉 Fama and MacBeth cross-sectional regressions : Individual Level within Quintile Portfolio sorted by Firm Size

This table reports the average coefficients from the Fama and MacBeth(1973) cross-sectional regressions. We regress monthly excess returns on IVOL, MOM(12,2), MOM(12,7), MOM(6,2), BETA, lnME, lnBM, TURN, ILLIQ, PRET1. Robust Newey-West(1987) t-statistics are reported in parentheses. Panel A and Panel B report the coefficients for model (1) and model (6), respectively. Sample period is from January 2000 to December 2015. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Panel A: Model (1) | | | | | |
| IVOL | -0.473** (-2.59) | -0.570*** (-2.85) | -0.865*** (-6.06) | -1.403*** (-7.73) | -0.047 (-0.20) |
| Adj. R ² | 0.027 | 0.028 | 0.038 | 0.040 | 0.031 |
| Panel B: Model (6) | | | | | |
| IVOL | -0.500*** (-2.78) | -0.140 (-0.78) | -0.508*** (-3.79) | -1.040*** (-4.66) | -0.252 (-1.31) |
| MOM(12,7) | 0.017*** (2.67) | 0.015*** (3.39) | 0.007** (2.19) | 0.019*** (4.44) | 0.016*** (3.15) |
| BETA | 0.973* (1.71) | 0.870** (2.34) | 0.710** (2.60) | 0.714** (2.08) | 0.389 (1.57) |
| lnME | -3.123*** (-5.60) | -0.586 (-1.11) | -1.475** (-2.05) | -0.737** (-2.45) | -0.279*** (-3.07) |
| lnBM | 0.234 (0.97) | 1.038*** (4.34) | 0.322 (1.48) | 0.239 (0.86) | 0.411* (1.93) |
| TURN | -1.528*** (-3.03) | -1.209*** (-3.12) | -1.549*** (-4.07) | -1.705*** (-2.63) | -0.363 (-0.26) |
| ILLIQ | -0.012 (-0.72) | -0.002 (-0.08) | -0.044* (-1.95) | -0.013 (-0.29) | -0.509 (-0.41) |
| PRET1 | 0.006 (0.44) | -0.013 (-1.60) | 0.011 (0.89) | -0.002 (-0.20) | 0.020** (1.99) |
| Adj. R ² | 0.089 | 0.098 | 0.105 | 0.110 | 0.133 |

V. 결론

본 연구는 Carhart(1997)의 4요인 모형을 통해 추정된 고유변동성을 통해 고유변동성과 기대수익률의 횡단면적 관계를 분석하였다. 지금까지의 고유변동성 이례현상을 분석한 국내의 선행연구는 주로 CAPM 혹은 Fama and French(1993) 3요인 모형으로 고유변동성을 추정하고 있다. 그러나 외환위기 이후의 기간에서 모멘텀이 유의한 위험요인임으로 보고됨에 따라 본 연구에서는 고유변동성을 보다 정확하게 추정하기 위해 Carhart(1997)의 4요인 모형으로 고유변동성을 추정하였으며, 2000년 이후의 기간에 대해 고유위험 이례현상을 분석하였다.

실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 단일정렬 포트폴리오 분석 결과, 고유변동성이 높은 포트폴리오를 매수하고 고유변동성이 낮은 포트폴리오를 매도하는 전략의 위험 조정 수익률은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 둘째, 이중정렬 포트폴리오 분석에서 역시 거래회전율을 통제한 경우에는 위험 조정 수익률이 통계적으로 유의하지 않았다. 셋째, 개별주식 단위 횡단면 분석에서는 통제변수의 포함여부에 관계없이 고유변동성의 회귀계수가 음으로 나타나 고유변동성 이례현상이 유의하게 관찰되었으나 포트폴리오 단위 분석에서는 통제변수로 거래회전율을 포함하는 경우 고유변동성의 회귀계수는 유의하지 않았으며, 오히려 거래회전율의 회귀계수가 통계적으로 유의하게 나타났다. 이것은 이중정렬 포트폴리오 분석 결과와 일치하는 것으로 거래회전율을 통제하는 경우에 거래회전율이 고유변동성의 영향을 흡수하는 것으로 볼 수 있다. 마지막으로, 고유변동성 이례현상이 주로 관찰되는 주식의 특성을 확인하기 위해 고유변동성 5분위 포트폴리오 및 기업규모 5분위 포트폴리오 내의 개별주식 단위 횡단면 분석을 실시한 결과, 고유변동성 이례현상은 고유변동성이 높은 포트폴리오와 소규모 기업 포트폴리오에서만 관찰되었다. 이상의 결과를 종합하면, 고유변동성과 기대수익률의 음(-)의 횡단면적 관계는 주로 고-고유변동성 주식과 소규모 주식에서 기인하는 것으로 볼 수 있으며, 국내 주식시장에서 모멘텀 효과를 고려할 때 고유변동성 이례현상은 강건하지 않다고 볼 수 있다.

본 연구가 가지는 의의는 다음과 같다. 기존연구가 주로 CAPM 및 Fama and French(1993) 3요인 모형으로 고유변동성을 추정하는 데 반해, 본 연구에서는 Carhart(1993)의 4요인 모형으로 고유변동성을 추정하였다. 2000년 이후의 기간에 모멘텀이 유의한 위험요인으로 보고되고 있으므로, 모멘텀 요인을 포함한 4요인 모형은 고유변동성을 보다 정교하게 추정되게 한다. 또한 연구 방법론적 측면에서 단일정렬 및 이중정렬 포트폴리오 분석을 통해 국내 주식시장에서 고유변동성 이례현상이 관찰되는지를 살펴보았으며, 개별주식 단위 및 포트폴리오 단위의 Fama and MacBeth(1973) 횡단면 분석을 통해 고유변동성 이례현상의 유의성을 체계적으로 분석하였다.

참고문헌

- 고봉찬 · 김진우, “발생액 이상현상에 대한 위험평가”, **한국증권학회지**, 제36권3호, 한국증권학회, 2007, pp. 425-461.
- (Translated in English) Bong Chan Kho and Jin Woo Kim, “Does the Accrual Anomaly Reflect a Risk Factor? The Case of the Korean Stock Market”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.36, No.3, 2007, pp. 425-461.
- _____, “저변동성 이상현상과 투자전략의 수익성 검증”, **한국증권학회지**, 제43권3호, 한국증권학회, 2014, pp. 573-603.
- (Translated in English) Bong Chan Kho and Jin Woo Kim, “Low Volatility Anomaly and Its Profitability in Korean Stock Markets”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.43, No.3, 2014, pp. 573-603.
- 김규영 · 김영빈, “한국 주식시장에서 기대수익률의 결정요인은 무엇인가?”, **한국증권학회지**, 제28권1호, 한국증권학회, 2001, pp. 57-85.
- (Translated in English) Kyou Yung Kim and Young Bin Kim, “What Determines Expected Stock Returns in the Korean Stock Market?”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.28, No.1, 2001, pp.57-85.
- 김동철, “시장위험의 구조적 변화와 주가수익률의 결정요인에 대한 재고찰”, **한국증권학회지**, 제33권4호, 한국증권학회, 2004, pp. 95-134.
- (Translated in English) Dong Cheol Kim, “Structural Shifts of Market Betas and Common Risk Factors in Korean Stock Returns”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.33, No.4, 2004, pp. 95-134.
- 김상환, “과거 수익률을 이용한 거래전략의 성과분석”, **재무연구**, 제25권2호, 한국재무학회, 2012, pp. 203-246.
- (Translated in English) Sangwhan Kim, “A Study on the Profitability of the Trading Strategies Using Past Returns”, *Asian Review of Financial Research*, Vol.25, No.2, 2012, pp. 203-246.

김태혁 · 변영태, “한국 주식시장에서 3 요인 모형을 이용한 주식수익률의 고유변동성과 기대수익률 간의 관계”, **한국증권학회지**, 제40권3호, 한국증권학회, 2011, pp. 525-550.

(Translated in English) Tae Hyuk Kim and Young Tae Byun, “The Relationship between Idiosyncratic Volatility and Expected Returns in the Korea Stock Markets”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.40, No.3, 2011, pp. 525-550.

변영태 · 박종해 · 김수경, “고유변동성과 기대수익률간의 관계에 관한 연구”, **산업경제연구**, 제24권2호, 한국산업경제학회, 2011, pp. 613-627.

(Translated in English) Young-Tae Byun, Joung-Hae Park and Su-Kyung Kim, “An Empirical Study on the Cross-Sectional Relationship between Idiosyncratic Volatility and Expected Returns”, *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol.24, No.2, 2011, pp. 613-627.

이창준 · 장지원, “경제상황에 따른 기업규모효과, 가치효과, 모멘텀효과”, **재무관리연구**, 제32권2호, 한국재무관리학회, 2015, pp. 201-234.

(Translated in English) Changjun Lee and Jeewon Jang, “Size, Book-to-Market, and Momentum Effects Across Economic States: Evidence from the Korean Stock Market”, *The Korean Journal of Financial Management*, Vol.32, No.2, 2015, pp. 201-234.

엄윤성, “모멘텀과 기업규모의 관계”, **한국증권학회지**, 제42권5호, 한국증권학회, 2013, pp. 901-927.

(Translated in English) Yun Sung Eom, “Momentum Profits and Firm Size”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.42, No.5, 2013, pp. 901-927.

엄철준 · 이우백 · 박래수 · 장욱 · 박종원, “한국주식시장의 고유변동성 퍼즐에 대한 연구”, **한국증권학회지**, 제43권4호, 한국증권학회, 2014, pp. 753-784.

(Translated in English) Cheol Jun Eom, Woo Baik Lee, Rae Soo Park, Uk Chang and Jong Won Park, “A Study on the Relationship between Idiosyncratic

Volatility and Stock Returns in the Korean Stock Markets”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.43, No.4, 2014, pp. 753-784.

장지원, “극단적 투자성과에 대한 회피 성향과 주식 수익률의 횡단면”, **한국증권학회지**, 제45권5호, 한국증권학회, 2016, pp. 1001-1034.

(Translated in English) Jeewon Jang, “Idiosyncratic Kurtosis and the Cross-Section of Stock Returns”, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol.45, No.5, 2016, pp.1001~1034.

_____, “주가 모멘텀 이상현상의 재검토”, **재무연구**, 제30권3호, 한국재무학회, 2017, pp. 317-359.

(Translated in English) Jeewon Jang, “Price Momentum Anomaly Revisited : Evidence in the Korean Stock Market”, *Asian Review of Financial Research*, Vol.30, No.3, 2017, pp. 317-359.

Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., and Zhang, X., “The Cross-section of Volatility and Expected Returns”. *The Journal of Finance*, Vol.61, No.1, 2006, pp.259-299.

Asness, C. S., Moskowitz, T. J., and Pedersen, L. H., “Value and Momentum Everywhere”, *The Journal of Finance*, Vol.68, No.3, 2013, pp. 929-985.

Bali, T. G., and Cakici, N., “Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.43, No.1, 2008, pp. 29-58.

Carhart, M. M., “On Persistence in Mutual Fund Performance”, *The Journal of finance*, Vol.52, No.1, 1997, pp. 57-82.

Fama, E. F., and French, K. R., “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, Vol.33, No.1, 1993, pp. 3-56.

Fama, E. F., and MacBeth, J. D., “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests”, *Journal of Political Economy*, Vol.81, No.3, 1973, pp. 607-636.

- Fu, F., "Idiosyncratic Risk and the Cross-section of Expected Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, Vol.91, No.1, 2009, pp. 24-37.
- Griffin, J. M., Ji, X., and Martin, J. S., "Momentum Investing and Business Cycle Risk: Evidence from Pole to Pole", *The Journal of Finance*, Vol.58, No.6, 2003, pp. 2515-2547.
- Hou, K., Xue, C., and Zhang, L., "Replicating Anomalies", *National Bureau of Economic Research*, No.w23394, 2017.
- Jegadeesh, N., and Titman, S., "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *The Journal of Finance*, Vol.48, No.1, 1993, pp. 65-91.
- Lewellen, J., Nagel, S., and Shanken, J., "A Skeptical Appraisal of Asset Pricing Tests", *Journal of Financial Economics*, Vol.96, No.2, 2010, pp. 175-194.
- Liew, J., and Vassalou, M., "Can Book-to-Market, Size and Momentum Be Risk Factors that Predict Economic Growth?", *Journal of Financial Economics*, Vol.57, No.2, 2000, pp. 221-245.
- Lintner, J., "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, Vol.47, No.1, 1965, pp. 13-37.
- Merton, R. C., "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information", *The Journal of Finance*, Vol.42, No.3, 1987, pp. 483-510.
- Rachwalski, M., and Wen, Q., "Idiosyncratic Risk Innovations and the Idiosyncratic Risk-Return Relation", *The Review of Asset Pricing Studies*, Vol.6, No.2, 2016, pp. 303-328.
- Rouwenhorst, K. G., "International Momentum Strategies", *The Journal of Finance*, Vol.53, No.1, 1998, pp. 267-284.
- Sharpe, W. F., "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, Vol.19, No.3, 1964, pp. 425-442.

- Spiegel, M. I., and Wang, X., Cross-sectional Variation in Stock Returns: Liquidity and Idiosyncratic Risk, Working paper, 2005, Yale University.
- West, K. D., and Newey, W. K., “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, Vol.55, No.3, 1987, pp. 703-708.

Abstract

We examine the effect of idiosyncratic volatility on expected returns using daily data for common stocks listed on Korean Stock Exchange for the period of January 2000 to December 2015. In particular, we estimate idiosyncratic volatility based on the Carhart(1997) four-factor model in order to control for momentum, a systematic risk for the post-2000 period. Methodology and main findings are as follows. First, although the value-weighted average return differential between the lowest and highest idiosyncratic volatility portfolios is approximately -1.15% per month, the risk-adjusted return is approximately -0.71% per month yet statistically insignificant. Second, we conduct a double-sort portfolio analysis to control for potential effects of firm characteristics. After controlling for turnover, the trading strategy yields -0.86% per month on average, but risk-adjusted return decreases to -0.43% insignificant. Finally, we run Fama and MacBeth(1973) regressions to control for various firm characteristics at the portfolio level. While Idiosyncratic volatility account for the cross-section of returns on idiosyncratic volatility sorts, it becomes insignificant when controlling for turnover. Our findings suggest that there is no robust evidence of a negative relation between idiosyncratic volatility relative to the Carhart(1997) four-factor model and expected returns and that the relationship highly relies on liquidity.

※ **Key words:** Idiosyncratic Risk, Idiosyncratic Volatility, Four-Factor Model, Momentum Effect, Anomaly