고유변동성 퍼즐에 거시경제 요인들이 미치는 영향력 분석

구진웅, 강상훈

초록

주식초과수익률에 대해 Ang et al.(2006)들은 위험-수익률 상충현상이 나타나지 않는 고유변동성 퍼즐현상을 주장하였다. 그들이 고유변동성 추정을 위해 사용한 Fama-French(1993) 3요인 모형은 주식초과수익률을 설명하지 못한 체계적 위험이 내재되어 있다. 체계적 위험을 완벽하게 설명할 수 있는 변수를 찾는 것은 어렵기 때문에 Ludvigson and Ng(2009)의 연구방법을 인용해 많은 양의 거시경제 변수들을 주성분분석을 통해 거시경제요인을 생성하여 고유변동성의 통제변수로 사용하였다. 그 결과 KOSPI시장에서 고유변동성에 거시경제요인을 통제했을 경우 Ang et al.(2006)들이 주장한 고유변동성 퍼즐 현상은 전통적 재무관리 이론이 주장하는 양(+)의 관계로 반전되는 현상을 확인 하였다. 이는 주식초과수익률에 대해 3요인 모형이 설명하지 못한 체계적 위험이 거시경제요인들이 가지는 다양한 정보의 영향력에 의한 것으로 해석할 수 있다. 투자자들이 거시경제요인을 포트폴리오에 활용한다면 거시경제요인을 가격화 할 수 있을 것이다.

키워드: 고유변동성 퍼즐; 거시경제 요인.

1. 서론

최소분산 포트폴리오를 구성하는 전통적인 Markowitz(1952)의 포트폴리오 이론과 자산가격결정모형이 성립하는 완전자본시장에서는 체계적인 위험만 가격결정에 반영되며 분산투자 효과에 의해 투자자가 부담하는 위험을 낮출 수 있다. 합리적인 투자자는 다양한 방법으로 잘 분산된 포트폴리오를 구성함으로써 고유위험을 제거할 수 있으므로 개별주식의 고유한 위험은 주식가격의 결정요인으로써 유의한 영향력을 미치지 못한다는 것이다.

그러나 일반적으로 불완전한 현실시장에서 개인 투자자들은 여러 가지 이유에 의해 잘 분산된 포트폴리오를 보유하지 못하는 것으로 나타났다 Goetzmann and Kumar(2008). 이론적으로 정보가 완전하지 않은 경우 재무학적 관점인 위험-수익 상충관계에 따라 투자자는 비체계적위험 요소인 주식의 고유위험에 대해서도 프리미엄을 요구하게 된다 Merton(1987).

전통적인 재무이론과 반대로 개별주식들의 고유변동성이 클수록 미래 수익률이 낮은 고유변동성 퍼즐 현상을 주장한 Ang et al.(2006)들의 연구 이후 고유변동성 퍼즐 현상에 대한 연구는 활발하게 진행 되었다. 이들은 기업특성변수[1)]들을 통제한 후에도 전통적 재무이론에서 벗어나는 고유변동성 퍼즐 현상을 주장하였다.

고유변동성 퍼즐 현상에 대한 설명은 다음 두 가지 방법으로 요약 할 수 있다. Bali et al.(2011)들은 낮은 확률로 극단적인 최고수익률을 보이는 복권과 같은 주식의 다음 달 월별 수익률을 확인한 결과 Ang et al.(2006)들이 주장한 고유변동성과 주식수익률 사이의 음의 관계를 반전시킬 수 있음을 보였다. 시장이 효율적이지 않다면 주식들의 가격에 설정오류가 발

1) 기업규모, 장부가치/시장가치 비율, 유동성, 모멘텀 등

생하게 되어 차익거래자들에 의해 과소평가된 주식은 매수되고 과대평가된 주식은 공매도 되어야 한다. Stambaugh et al.(2015)들은 과소평가된 주식의 매수에 대한 제약은 없지만, 과대평가된 주식에 대한 공매도 제약에 의해 발생된 비대칭적인 차익거래가 고유변동성 퍼즐을 설명 할 수 있다고 보고 하였다.

고유변동성 퍼즐 현상을 설명하기 위해 진행된 기존의 연구들과 달리 Aslanidis et al.(2019)들은 시장요인 영향에 의해 발생된 고유변동성 퍼즐현상이 거시경제요인과 재무요인에 의해 사라지는 것을 증명하였다. 거시경제 요인과 주식시장 고유위험 사이에 연관성이 있다는 것은 Schwert(1989)의 연구를 시작으로 최근 Bloom(2009) 등의 많은 선행 연구를 통해 증명되었다. 따라서 Aslanidis et al.(2019)들은 거시경제의 불확실성 증가가 주식의 체계적인 위험과 고유위험을 모두 증가시키기 때문에 거시경제 변수는 고유변동성과 관련성이 있다고 주장한다.

총 변동성은 위험과 수익률에 관한 대부분의 이론들에서 중요하게 다루어지고 있으며 시장수익률은 개별주식 수익률의 집합으로 이루어진다. 그렇기 때문에 기업고유위험에 의한 개별주식수익률은 시장수익률에 중요한 구성요소임이 틀림없다. Ang et al.(2006)들이 고유변동성을 추정하는데 사용한 Fama-French(1993) 3요인 모형은 초과수익률을 설명하지 못한 체계적 위험이 고유변동성 속에 내재되어 있을 것이다. 하지만 3요인 모형에서 누락된 체계적 위험을 정확하게 판별해 내는 것은 어렵기 때문에 포괄적인 거시경제 변수를 사용하여 추정된 거시경제 요인이 고유변동성에 미치는 영향력을 확인하고자 한다.

한국시장을 대상으로 한 고유변동성 퍼즐에 관한 많은 실증 연구들이 있지만, 본 연구는 거시경제 변수와 고유변동성 사이의 관계를 고려하여 고유변동성 퍼즐 현상을 기존에 사용하지 않았던 새로운 접근 방법으로 거시경제 요인이 고유변동성에 미치는 영향력을 검증한다는 것에 기존 연구들과 차별점이 있다. 고유변동성 추정 방법은 Boyer et al.(2010)들의 방법론을 기반으로 미국시장 고유변동성을 측정하는 새로운 접근방법을 사용한 Aslanidis et al.(2019)들의 방법을 인용하였다. 또한 Ludvigson and Ng(2009), Welch and Goyal(2008)들의 연구 방법과 같이 수익률 예측 기법에 많은 양의 거시경제 변수를 포함하고 있는 정보를 활용한 최근 재무연구 추세를 따르고 있다.

본 연구결과를 요약해 보면 다음과 같다. 2000년 3월부터 2019년 7월까지 KOSPI시장에서 Ang et al.(2006)의 방법으로 추정된 고유변동성과 개별주식수익률의 관계는 음(-)의 퍼즐 관계에서 Aslanidis et al.(2019)의 연구와 같이 많은 거시경제 변수를 주성분분석을 통해 만들어진 산업활동지수, 금리·물가, 통화·환율 등의 거시경제 요인을 고유변동성에 통제 했을 때 고유변동성과 개별주식 수익률의 관계가 미국시장과 같이 양(+)으로 반전되는 결과를 확인하였다. 이러한 연구결과는 다음과 같이 해석할 수 있다. 전통적 재무이론의 자산가격결정 이론에 따르면 자산의 가격은 경제상황을 설명하는 많은 상태변수들에 영향을 받는다 Sharpe(1964); Lintner(1965). 또한 거시경제 변수들은 무위험이자율을 형성하는데 영향을 미치는 정보를 포함 하고 있다 Bansal and Yaron(2004). 그렇기 때문에 추정된 거시경제 요인은 주식 초과수익률을 설명할 수 있는 상당한 정보를 포함 하고 있을 것이다. 3요인 모형에 누락된 체계적 위험 요인들을 수많은 정보와 경제정책 불확실성을 포함한 거시경제 변수를 사용하여 주식시장 변동성 일부분을 설명할 수 있다는 것을 시사한다.

본 논문의 나머지 구성은 다음과 같다. 제2장 에서는 고유변동성과 거시경제요인 관계에 관한 연구들을 정리한다. 제3장은 연구방법론에 대해 설명한다. 제4장 에서는 기대고유변동성과

주식초과수익률의 관계에 대한 실증분석 및 강건성 검증을 제시한다. 제5장에서는 연구 결과를 요약한다.

2. 선행연구

전통적 포트폴리오 이론에 따르면 투자자는 잘 분산된 포트폴리오를 구성함으로써 자산의 비체계적 위험이 완전히 제거 될 수 있다고 한다 Markowitz(1952). 비체계적 위험 요소인 기업 고유변동성은 분산투자를 통해 특정자산의 고유변동성으로 인한 손해를 다른 자산의 고유변동성으로 만회할 수 있기 때문에 제거가 가능하다는 것이다. 그러나 현실에서 투자자들은 시장의 불완전성 등 다양한 이유로 인해 완전히 분산된 포트폴리오를 구성하지 못한다 Goetzmann and Kumar(2008). 이러한 경우 재무학적 관점인 위험-수익 상충관계에 따라 투자자는 비체계적 위험 요소인 주식의 고유위험에 대해서도 프리미엄을 요구하게 된다 Merton(1987).

그러나 전통적 재무학적 관점과 달리 실증분석 연구들을 살펴보면 고유변동성과 기대수익률들의 관계는 명확한 결론을 내리지 못하는 혼돈의 상태에 빠져 있음을 보여준다. 먼저 Merton(1987); Goyal and Santa-Clara(2003)들은 투자자들이 현실적으로 잘 분산된 포트폴리오를 보유하지 못하기 때문에 그 결과 고유변동성과 주식 기대수익률 사이에 유의한 양(+)의 관계가 성립함을 보고하였다. 이와 같은 연구결과와 반대로 Ang et al.(2006)들은 고유변동성은 주식 기대수익률과 유의한 음(-)의 관계를 갖는 재무이론의 상식에 반대되는 결과인 고유변동성 퍼즐로 불리는 연구결과를 보고하였다.

Ang et al.(2006)들이 고유변동성과 주식 기대수익률 사이에 음(-)의 관계를 갖는 고유변동성 퍼즐현상을 증명한 연구 이후 학계에서는 고유변동성 퍼즐을 설명하기 위한 연구가 활발하게 진행 되었다. Bali et al.(2011)들은 고유변동성 퍼즐 현상을 설명한 기존의 기업특성요인에 최고수익률을 추가로 통제하면 고유변동성과 주식수익이 갖는 음(-)의 관계를 반전시킬 수 있음을 증명하였다. Stambaugh et al.(2015)들은 고유변동성 퍼즐 현상을 가격오류 평가 방법과 차익거래 비대칭성과 결합하여 고유변동성 퍼즐 현상을 실증적으로 설명 하였다. 국내에서도 장욱 외(2016)은 Stambaugh et al.(2015)의 연구방법에 따라 분석한 결과 국가별 자료수집 한계의 문제점은 있지만 고유변동성 퍼즐 현상이 차익거래비대칭에 의해 발생한 것으로 밝혀냈다.

효율적 시장가설에 의하면 주식가격은 외부영향에 의한 반응을 중요시 여긴다. 모든 거시경제 변수가 주식가격에 내생적으로 영향을 미치며 몇몇 거시경제 변수는 주식가격 결정에 큰 영향을 미친다는 것은 누구나 알고 있는 사실이다 Chen et al.(1986). 주식의 변동성과 실질경제변동성, 명목거시경제변동성, 경제활동, 재무레버리지, 주식거래활동 등과의 관계를 분석한 Schwert(1989)의 연구를 시작으로 해외 및 국내에서 주식가격 변동성과 거시경제변수의 관계를 분석한 연구가 활발히 진행 되었다 Lee(1992); 김철교 외(1990); 유태우, 박용만(1997); 감형규, 신용재(2017).

주식수익률 변동성과 거시경제 변수들의 관계를 최근 몇몇 연구들을 통해 확인할 수 있다. 물가수준과 같이 불확실한 경제변수들을 사용하여 주식시장 변동성과의 관계를 확인한 Binder and Merges(2001)의 연구, 경제정책 불확실성상태 지수와 주식변동성을 횡단면적으로 분석한 Baker et al.(2015)들의 연구, 그리고 주식의 수익률은 경제 불확실성에 의존한다는 횡단면적 결과를 보여준 Bali and Zhou(2016)의 연구들은 거시경제 변수가 주식수익률 변동에 미치는

영향력이 강력하다는 것을 확인시켜 준다. 또한 합리적인 투자자들에 의해 주식수익률 변동성과 거시경제변수가 갖는 관계는 거시경제 활동으로 발생한 위험프리미엄에 대한 보상을 요구하기 때문에 발생하게 된다 Campbell and Cochrace(1999). 이처럼 해외 및 국내 선행연구에서 확인할 수 있듯이 거시경제 변수가 주식수익률에 체계적인 영향을 미치는 요인임을 확인할 수 있다.

Ang et al.(2006)들은 고유변동성을 추정하기 위해 Fama and French(1993) 3요인 모형의 잔차를 사용하였다. 그들의 고유변동성 퍼즐 현상을 지지하기 위해서는 3요인 모형이 주식 초과수익률의 진정한 체계적 위험을 반영하는 모형이라는 것이 가정되어야 한다. 그러나 최근 Fama and French(2015)는 3요인 모형에 수익성 요인과 자본투자 요인을 추가한 5요인 모형을 제시 하였다. 그리고 Herskovic et al.(2016)들은 5요인 모형 또한 고유변동성이 내재되어 있다는 결과를 보여 주었다. 그렇기 때문에 Ang et al.(2006)들이 사용한 3요인 모형에 주식초과수익률을 설명하지 못한 체계적 위험이 고유변동성에 포함되어 있을 것이다.

최근 재무연구 분야는 수익률 예측 기법에 많은 양의 거시경제변수를 사용하여 거시경제변수들이 가지고 있는 풍부한 정보를 활용한 연구들이 진행되었다 Welch and Goyal(2008); Ludvigson and Ng(2009). Ludvigson and Ng(2009)은 132개의 많은 양의 거시경제 변수를 사용하여 채권초과수익률과 거시경제변수들 사이에 관계를 통해 채권가격을 예측할 수 있는지 실증분석 하였다. Aslanidis et al.(2019)들은 고유변동성 퍼즐 현상을 설명하기 위해 Boyer et al.(2010)들의 방법론을 기반으로 고유변동성을 측정하는 새로운 방법을 사용하였다. 또한 그들은 Welch and Goyal(2008), Ludvigson and Ng(2009)의 연구방법과 같이 수익률예측 기법에 많은 거시경제변수를 사용하여 거시경제변수들이 포함하고 있는 다양한 정보를 활용하였다.
3요인 모형에서 설명하지 못한 체계적 위험을 설명하는 정확한 변수를 찾아내는 것은 어렵다. 따라서 Aslanidis et al.(2019)들의 방법을 응용해 포괄적인 거시경제 변수를 사용하여 추정된 거시경제요인을 고유변동성 통제변수로 사용하여 고유변동성과 거시경제요인의 관계를 확인하고자 한다.

3. 자료

3.1. 표본자료 및 구성

연구의 표본은 2019년 9월 기준으로 KOSPI시장에 상장된 주식과 신규상장 및 상장 폐지된 주식을 포함한 1,150개의 개별기업 주식을 대상으로 각 하위기간별 자료조건 및 기간조건에 부합하는 주식들을 선정하여 분석에 이용하였다. 자료의 이용기간은 2000년 1월부터 2019년 7월까지 235개월이며 이는 FnGuide로부터 추출하였다. 기대고유변동성과 개별주식수익률의 관계 검증은 2000년 3월부터 2019년 7월의 232개월을 검증 표본기간으로 사용하였다.

개별주식 수익률은 수정주가를 로그차분으로 계산 하였다: $R_{i,t} = \ln(P_{i,t}/P_{i,t-1})$, $R_{i,t}$는 개별주식i의 t기의수익률, $P_{i,t}$는 개별주식i의 t기의 수정주가를 나타낸다. 시장수익률의 대리변수로 KOSPI의 수익률을 사용하였고 개별주식 자료와 동일한 기간 및 수익률 산출방법으로 계산 하였다. 무위험 이자율의 대리변수로 통화안정증권 364일물의 수익률을 사용하였다. 분석에 사용된 회계자료는 발행주식수, 보통주, 이연법인세, 우선주, 자기주식 자료이다.

분석에 이용된 주식들은 다음의 조건에 부합되는 자료만 사용하였다. 금융 업종에 속하는 기

업들을 제외하였으며 12월 말의 시장가치/장부가치 비율(B/M)이 산출되며 자본잠식 상태의 기업을 제외하기 위해 장부가치(BM)가 음(-)의 값을 갖는 기업은 표본에서 제외시켰다. 재무제표 자료는 사전관찰편향을 제거하기 위해 6개월이 지난 시점의 재무제표 자료를 사용하였다. 따라서 t-1년 12월의 재무제표 자료를 t년 7월부터 t+1년 6월까지 사용하였다. Fama and French(1993)의 방법으로 시장전체 포트폴리오 초과수익률인 시장위험효과(MKT), 규모효과(SMB), 가치효과(HML)를 추정하여 요인으로 사용한다.

그 외 실증분석에 사용할 기업특성 변수들은 다음의 방식으로 계산하였다. 기업규모는 개별주식 매월 말 주가에 보통주식 발행총수를 곱하여 자연로그를 취한 값을 사용하였다 ln(ME). (B/M)은 다음과 같이 계산 하였다. 시장가치 수치는 t년 6월 말 수치를 사용하고, t-1년도 결산 재무제표의 이용 가능한 회계월 말에 포트폴리오를 구성하는 개별주식의 장부가치를 시장가치로 나누어 자연로그를 취한 ln(B/M)값을 사용하였다.

거래량은 전월의 개별주식 거래량에 직적년 말 발행주식 총수로 나눈 값에 자연로그를 취한 ln(TURN)값을 사용하였다. 표 1은 주요변수들의 요약 통계량을 나타낸다.

<표 1> 주요변수들의 요약 통계량

표에서 평균은 각 변수에 대한 산술평균이다. 초과수익률(E(Ri)-Rf)은 각 개별주식의 월 수익률-무위험이자율, 시장베타(Beta), 시장프리미엄(MKT), 규모프리미엄(SMB), 가치비율프리미엄(HML)에 대해 회귀분석 하여 구한 값, 사이즈 ln(ME)는 보통주식의 시장가치 ln값, 장부가치/시강치가치 비율 ln(B/M)은 전년도 말 기준 보통주 장부가치를 시장가치로 나눈 비율의 ln값, 거래회전율 ln(TURN)은 전월 거래량을 전년도 말 발행주식수로 나눈 비율의 ln값을 나타낸다.

	평균	표준편차	왜도	첨도	최대값	최솟값
E(Ri)-Rf)	0.00053	0.02831	0.52835	7.13613	0.26075	-0.23075
Beta	0.94170	0.51486	0.25724	4.45220	4.34062	-2.59749
ln(ME)	25.5143	1.88530	0.42844	3.74662	33.31865	15.61520
ln(B/M)	-7.85056	1.71432	0.12048	5.04226	3.42154	-20.48463
MKT	0.00065	0.01520	-0.19761	10.36639	0.11284	-0.12084
SMB	-0.00010	0.00953	-0.22303	6.62291	0.06655	-0.06334
HML	0.00044	0.01108	-0.83545	10.29585	0.06020	-0.07988
ln(TURN)	2.41230	1.56141	0.40673	4.59800	14.38201	-7.43620

독립변수는 모두 5가지로 다음과 같이 구성된다. 시장베타 Beta, 기업규모 ln(ME), 가치비율 ln(B/M), 거래량회전율 ln(TURN), 고유변동성 IVOL 또는 기대고유변동성 EIVOL. 독립변수들에 존재하는 극단치에 의한 왜곡을 방지하기 위해 각 변수들을 절대 값 기준으로 정렬한 후 상·하위 1%에 해당하는 표본을 분석에서 제외하였다. 또한 기대고유변동성을 측정하는데 있어 최소 15일 이상 거래일수와 0이상의 일별수익률 또는 거래량을 요구하며 위 조건에 부합되지 않은 주식들은 모두 표본에서 제외 하였다.

3.2. 거시경제 예측변수

거시경제요인을 고유변동성의 횡단면 회귀분석의 예측변수로 사용한다. 시간 t의 요인 벡터를 F_t로 표기하며, Ludvigson and Ng(2007)의 연구와 유사한 60개의 거시경제 변수를 사용하여 주성분분석을 통해 거시경제 예측 요인을 얻는다. 거시경제 요인은 다음의 3개의 그룹으로 정의하였다 : 산업활동지수, 금리·물가·국제수지, 통화·환율. 표 2는 2000년 1월부터 2019년 7월까지 60개의 거시경제변수를 주성분분석을 통해 새로운 3개의 그룹을 형성한 결과이다. 거시경제변수들은 3개의 그룹으로 37%의 누적된 설명력을 갖는다. 그림 1은 거시경제변수들의 주성분분석 Scree Plot을 나타낸다. 고유 값 4이상의 설명력을 갖는 3개의 그룹을 거시경제요인으로 사용하였다.

<표 2>거시경제변수 주성분분석 결과: 거시경제요인 고유 값

2000년 1월부터 2019년 7월까지의 거시경제 변수 60개를 주성분분석을 통해 3개의 그룹으로 (산업활동지수; 금리·물가; 통화·환율) 나눈 결과이다. 제1열은 거시경제 요인을 나타내고 제2열은 고유 값을 제3열은 누적설명력을 나타낸다.

	Eigenvalue	Cumulative
산업활동지수	11.3380	0.1890
금리·물가	5.4845	0.2804
통화·환율	5.1320	0.3659

<그림 1> 거시경제요인 Scree Plot

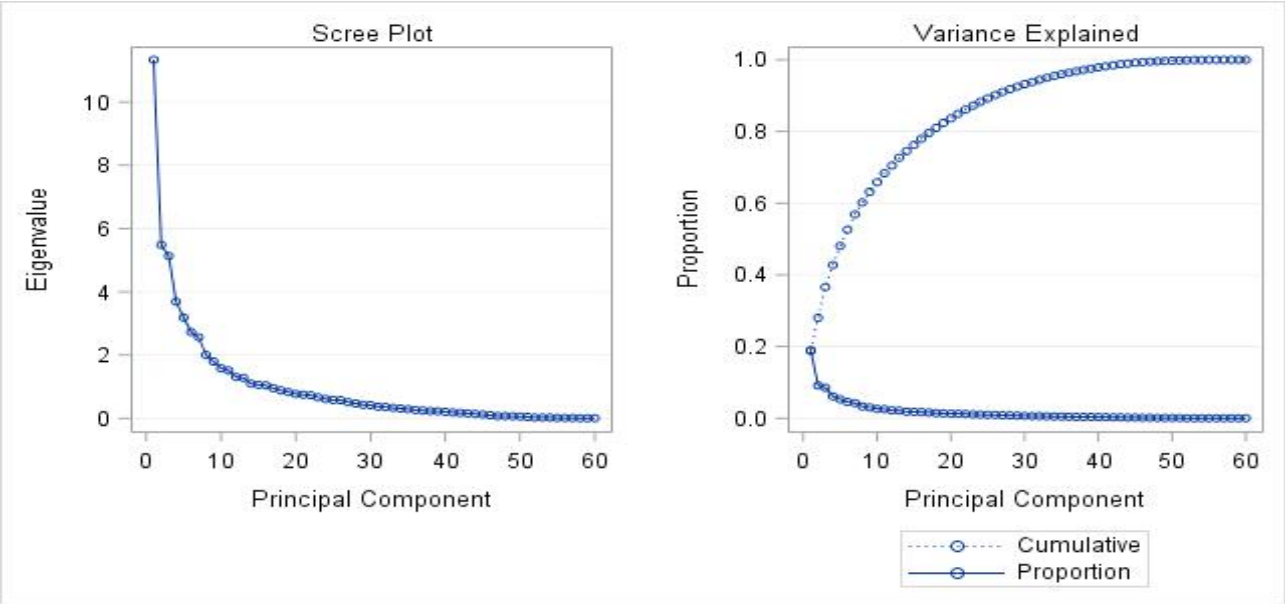


그림 2의 각각의 패널은 거시경제변수들에서 추출된 주성분분석에 대한 가중치를 나타낸다. 따라서 새롭게 형성된 3개의 거시경제요인은 그룹별로 여러 거시경제변수들 중에서 정보의 상관관계가 가장 높은 거시경제변수들로 거시경제요인을 형성하였음을 확인할 수 있다.

그림 2의 패널 A는 산업생산지수와 설비투자 및 기계수주액 등 산업활동과 관련된 경제변수 가중치가 크게 나타나 산업활동지수라는 그룹명을 사용하였다. 패널 B는 기준금리, 콜금리, 국고채 등의 금리를 설명하는 변수와 소비자물가지수, 농산물소비자지수, 생산자물가지수 등

의 물가를 설명하는 변수들의 비중이 높게 나타나 금리·물가라는 그룹명을 사용하였다. 마지막으로 패널 C는 M1(협의통화), M2(광의통화), Lf(금융기관 유동성), L(광의유동성) 등의 통화관련 경제변수와 원/달러 환율, 원/위완 환율, 원/엔 환율, 원/유로 환율 등의 환율관련 경제변수의 가중치가 크게 나타나 통화·환율 이라는 그룹명을 사용하였다.

<그림2> 거시경제 변수에서 추출한 거시경제 요인 가중치

A: First principal component, macro-finance variables

B: Second principal component, macro-finance variables

C: Third principal component, macro-finance variables

3.3. 기대고유변동성 측정

본 연구는 고유변동성 퍼즐현상에 거시경제요인이 미치는 영향력을 분석하는 것이 주목적이

므로 Ang et al.(2006)들의 방법에 따라 고유변동성을 측정하였다. 이들은 개별주식 진적 월의 일별수익률을 Fama and French(1993)의 3요인 모형을 통해 산출된 잔차의 표준편차를 고유변동성의 척도로 사용하였다. Ang et al.(2006)들은 일별 수익률을 사용하여 1개월 단위의 rolling window 회귀분석을 시행 하였다. $R_{it}-r_t$는 매월 t기의 일별 개별주식 초과 수익률이며 무위험 이자율 대용치로 통화안정증권 364일 물을 사용 하였다. MKT_t는 한국종합주가지수에 의한 시장 초과 수익률이다. SMB_t, HML_t은 Fama and French (1993) 방법에 따라 구한 값으로 각각 규모, 가치 효과를 나타내는 변수이다. 모형은 다음과 같다.

$$R_{it}-r_t=\alpha_{0i}+\alpha_{1i}MKT_t+\alpha_{2i}SMB_t+\alpha_{3i}HML_t+\epsilon_{it} \quad (1)$$

$$IV_{it}=\sqrt{VAR(\epsilon_{it})}\times\sqrt{N_t} \quad (2)$$

N_t는 매월 t기의 거래 일수이며 15일 미만인 기업은 분석에서 제외 시켰다. t월의 개별주식 i에 대한 전통적인 고유변동성 IV_{it}는 회귀식(1)에 의해 산출된 잔차의 표준편차 이며 월간 고유변동성을 사용해야 하므로 매월 t기의 거래 일수에 제곱근을 씌워 곱한 값을 사용한다.
Boyer et al.(2010)의 기대 왜도를 구하는 방법을 확장시켜 t월의 개별주식 i에 대한 기대 고유변동성을 구할 수 있다. 각 개별주식의 t기의 고유변동성을 거시경제 요인을 추가하여 횡단면 회귀분석을 실행 한다.

$$IV_{it-1}=\beta_{0t}+\beta_{1t}F_{t-1}+u_{it-1} \quad (3)$$

IV_{it-1}는 t-1기의 개별주식i에 대한 고유변동성, F_{t-1}은 PCA분석을 통해 형성된 거시경제요인, u_{it-1}는 잔차를 나타낸다. 회귀식 (3)에 의해 산출된 잔차를 거시경제요인이 통제된 기대고유변동성($\widehat{IV}_{it}$)으로 사용한다.
표 3은 Ang et al.(2006)들의 방법으로 추정한 고유변동성(IVOL) 값과 Aslanidis et al.(2019)들의 방법과 유사하게 거시경제요인을 통제한 기대고유변동성(EIVOL)의 값을 나타낸다.

<표 3> 고유변동성 기초통계량

IVOL은 식(2)로 추정된 고유변동성을 나타내고, E(IVOL)은 식(3)으로 추정된 거시경제요인이 통제된 고유변동성을 타나낸다.

	평균	표준오차	왜도	첨도	최대값	최솟값
IVOL	0.13275	0.07265	1.47934	5.45658	0.55947	0.02235
E(IVOL)	-0.00274	0.07001	1.39394	5.30488	0.43222	-0.12775

IVOL의 값은 평균적으로 양(+)의 값을 갖지만 EIVOL의 값은 평균적으로 음(-)의 고유변동성을 가지고 있음을 확인할 수 있다.
표 4는 회귀식 (3)의 고유변동성에 대한 거시경제요인들의 평균예측계수, 평균표준오차, 평균P-값, 그리고 평균조정결정계수 값들을 보여준다. 모든 거시경제요인들은 고유변동성과 1% 수준에서 유의한 값을 갖는다. 산업활동지수, 통화·환율 요인들은 고유변동성과 양(+)의 관

계를 갖지만 금리·물가는 고유변동성에 음(-)의 관계를 갖는 것을 확인할 수 있다. 표 5는 고유변동성과 거시경제요인 상관관계를 보여준다. 거시경제요인 중에서 통화·환율요인은 고유변동성과 0.2046의 상관관계를 갖으며 고유변동성에 가장 큰 양(+)의 영향을 미치고 모든 거시경제요인 중에서 가장 큰 상관관계를 갖는 것으로 확인되었다.

<표 4> 고유변동성 회귀분석

표는 식 (3)의 고유변동성에 대한 거시경제요인들의 평균 예측계수, 평균 표준오차, 평균 P-값 그리고 평균 조정결정계수 값들을 보여준다. Newey and West (1987)의 6시차 표준오차를 이용하여 조정한 값이다. 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의적인 결과를 각각, ***, **, *로 구분 및 표시 하였다.

Variable	Coefficient	Std.Error	Prob.
Intercept	0.134771***	0.000728	0.000
산업활동지수	0.000666***	0.000051	0.000
금리·물가	-0.002444***	0.000118	0.000
통화·환율	0.007157***	0.000133	0.000
Adj.R-squared	0.047914		

<표 5> 고유변동성과 거시경제요인 상관관계

	고유변동성	산업활동지수	금리·물가	통화·환율
고유변동성	1			
산업활동지수	0.02887	1		
금리·물가	-0.07317	-0.0073	1	
통화·환율	0.20459	-0.0002	-0.0027	1

통화량의 증가는 이자율과 음(-)의 관계를 갖기 때문에 통화량의 증가는 주식수익률을 상승시키게 된다. 통화관련 지표와 주식수익률의 양(+)의 관계와 마찬가지로 김철교 외(1990); 윤형모(2005) 추정된 고유변동성과 통화의 관계는 양(+)의 관계를 확인 할 수 있었다. 물가지수와 주식 수익률의 관계에 관한 기존의 연구들은 다음과 같이 의견이 엇갈린다. Geske and Roll(1983); 장병기, 최종일(2000); 정성창, 정석영(2002); 김지열 (2004)들은 주식수익률이 인플레이션의 헤지 수단이 되며 물가지수와 양(+)의 관계를 갖는 다는 주장과 Boudoukh and Richardson (1993), Gallagher and Taylor (2002), 이근영 (2006) 들은 물가지수와 주식수익률이 음(-)의 관계에 있음을 발견하였다. 주식수익률과 인플레이션의 관계 방향성은 명확하지 않으며 추정된 고유변동성과는 음(-)의 관계를 확인 하였다. 금리와 주식수익률의 관계에 대한 실증연구들은 대체적으로 두 변수 사이에 음(-)의 관계를 가진다는 결과들을 보여주었다 Flannery et al.(1984); Schwert (1989); Booth and Booth (1997). 이와 마찬가지로 국내 주식시장에서도 대체적으로 음(-)의 관계를 가진다는 것을 보여 준다 이효찬 (2012); 최완수 (2017). 금리와 주식수익률과의 관계는 양국 간 주식자금의 유출입, 양국의 주가와 환율 사이의 구조적 연관관계를 설명한 Hau and Rey(2004)의 연구에 따르면 환율하락 충격이 발생하면 미국의 국제투자자는 미국 주식을 매도하여 해외주식을 매입하게 되므로 주가는 하락하게 된

다. 따라서 국내 주식시장은 국제투자자들에 의해서 환율과 음(-)의 방향으로 상호 영향을 미치게 된다. 고유변동성과 금리·물가요인의 음(-)의 관계는 물가관련 변수들 보다는 금리관련 변수들에 의한 영향력이 더 큰 것으로 해석할 수 있다. 산업활동지수는 경기지수와 밀접한 관계가 있으며 경기지수는 서로의 관계가 순환의 주기에 따라 양(+) 또는 음(-)으로 비대칭 적으로 움직이므로 관계에 대한 명확한 부호는 정의할 수 없지만 Bansal and Yaron(2004) 고유변동성과 산업활동지수는 양(+)의 유의한 관계를 확인 할 수 있었다. 투자이상현상(investmonet anomaly)에 따라 Jensen(1986); Anderson and Gracia-Feijóo(2006); 김용현, 김남곤 (2014) 들의 연구는 설비투자 수준과 주식수익률의 관계를 분석한 결과 설비투자수준과 주식수익률 사이에 반비례하는 관계가 존재함을 증명하였다. 미국시장과 달리 국내에서는 설비투자의 공시효과와 주식수익률은 양(+)의 관계를 보고하고 있다 기현희, 최승은 (2006); 박영석 외(2013); 조장현, 이지훈 (2016). 국내 선행연구와 마찬가지로 산업 활동지수는 고유변동성과도 양(+)의 관계를 확인할 수 있었다. 이 결과들은 고유변동성이 수많은 정보를 포함하고 있는 거시경제 요인들의 영향을 받는 다는 것을 입증한다.

3.4. 기대고유변동성과 주식수익률

Fama and MacBeth(1973) 방법을 이용한 횡단면 회귀분석으로 구성된다. 기업-특성과 거시경제 요인 기반 기대 고유변동성을 이용한 수익률 예측 분석을 한다. 또한 수익률과 관련된 다른 변수들을 통제한다. 구체적으로 각 월 t에 대해 다음과 같은 횡단면 회귀분석을 실행한다. 기업특성 변수 CAPM $Beta_{it}$, 기업규모는 주식 i의 월말 시가총액의 log값인 $\ln(ME)_{it}$, 장부가치/시장가치(B/M) 비율은 t-1년 12월 말에 개별주식의 장부가치[2)]에 시장가치로 나눈 값을 log로 전환한 값인 $\ln(B/M)_{it}$, 거래회전율은 전월 거래량을 전년도 말 발행주식 총수로 나눈 비율에 log를 취한 값인 $\ln(TURN)_{it}$를 이용한다.

$$R_{it} - R_{f,t} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\widehat{IV}_{it-1} + \gamma_{2t}Z_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

$\widehat{IV}_{it-1}$: 식(3)로 부터 구해진 거시경제 요인을 통제한 잔차
R_{it} : 개별주식 i에 대한 t월의 실현 수익률
$R_{f,t}$: 무위험 수익률
Z_{it-1} : 기업특성 변수 벡터

덜 분산된 포트폴리오를 보유한다는 가설과 고유변동성 퍼즐에 대한 테스트 가설로 γ_1 계수에 관하여 귀무가설과 대립가설을 설정한다. 귀무가설은 고유변동성은 주식 수익률에 아무런 관계가 없다 이다. γ_1이 양(+)이면 투자자는 전통적 재무관리 관점과 같이 고유 변동성에 대한 보상을 요구 한다는 것으로 위험-수익 상충관계가 성립한다는 것이다. 반대로 γ_1이 음(-)이면 위험-수익 상충관계가 성립하지 않은 고유변동성 퍼즐이 발생한 것이다.

4. 실증분석 결과

2) 장부가치 = 자본금 - 우선주 자본금 + 이연법인세부채 - 자기주식 으로 계산 하였다.

4.1. 기대고유변동성과 초과수익률

이 절에서는 연구의 주된 결과를 보고한다. 표 6은 기대고유변동성과 기업특성요인들에 대한 개별주식 초과수익률의 횡단면 회귀분석 결과를 나타낸다. 먼저 기대고유변동성이 제외된 횡단면 회귀분석에서(Model1) 모든 기업특성변수들은 통계적으로 5% 유의수준에서 유의한 값을 보여준다. Beta, 장부가치/시장가치 비율 ln(BM), 거래량 ln(TURN)은 통계적으로 1% 유의수준에서 유의한 값을 보여준다. 개별주식 초과수익률과 ln(TURN)은 양(+)의 관계를 갖고, Beta, ln(BM)은 음(-)의 관계를 갖는다. 기업규모ln(ME)는 개별주식 초과수익률에 대해 5% 유의수준에서 양(+)의 유의한 값을 보인다. 기대고유변동성을 횡단면 회귀분석에 포함 시켜도 모든 변수들은 통계적으로 유의한 값을 보여 주므로 기업 특성 요인들이 주식수익률을 확실히 통제한다는 것을 보여준다.

<표 6> 횡단면 회귀분석 : 위험-수익률

표 6은 변수들에 의한 주식초과수익률로 식(4)의 평균 계수 값과 t-통계량을 나타낸다. 매월별 변수들의 횡단면회귀분석으로 식(4)를 추정하고 추정된 회귀계수에 대해 229개월의 시계열 평균을 구한 값이다. Beta는 CAPM Beta이고, ln(ME)는 개별주식의 월말 수정종가에 발행주식 총수를 곱한 값에 log를 취한 값이고, ln(B/M)은 t-1년 12월 말의 장부가치를 t-1년 12월 말의 시가총액으로 나누어 측정한 값에 log를 취한 값이고, ln(TURN)은 전월 거래량을 전년도 말 발행주식수로 나눈 비율에 log를 취한 값이고 E(IVOL)는 식(3)에서 계산한 기대고유변동성이다. Model1은 고유변동성을 제외한 경우, Model2는 거시경제요인을 통제하지 않은 경우, Model3은 거시경제요인을 통제한 경우이다. 괄호속의 값은 t값이고, Newey and West (1987)의 6시차 표준오차를 이용하여 조정한 값이다. 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의적인 결과를 각각, ***, **, *로 구분 및 표시 하였다.

Variable	Model1	Model2	Model3
Intercept	-0.038*	0.012	-0.050**
	(-1.83)	(0.54)	(-2.56)
Beta	-0.015***	-0.012***	-0.015***
	(-7.00)	(-5.27)	(-7.20)
ln(ME)	0.002**	0.000	0.003***
	(2.03)	(0.59)	(4.08)
ln(BM)	-0.004***	-0.004***	-0.003***
	(-5.66)	(-6.37)	(-3.92)
ln(TURN)	0.007***	0.011***	-0.002***
	(7.03)	(11.07)	(-3.09)
IVOL		-0.287***	
		(-24.45)	
E(IVOL)			0.383***
			(11.24)
Adj.R-squared	0.063	0.085	0.113

Ang et al.(2006)들의 방법으로 추정한 고유변동성에 거시경제 요인을 통제 하지 않았을 경

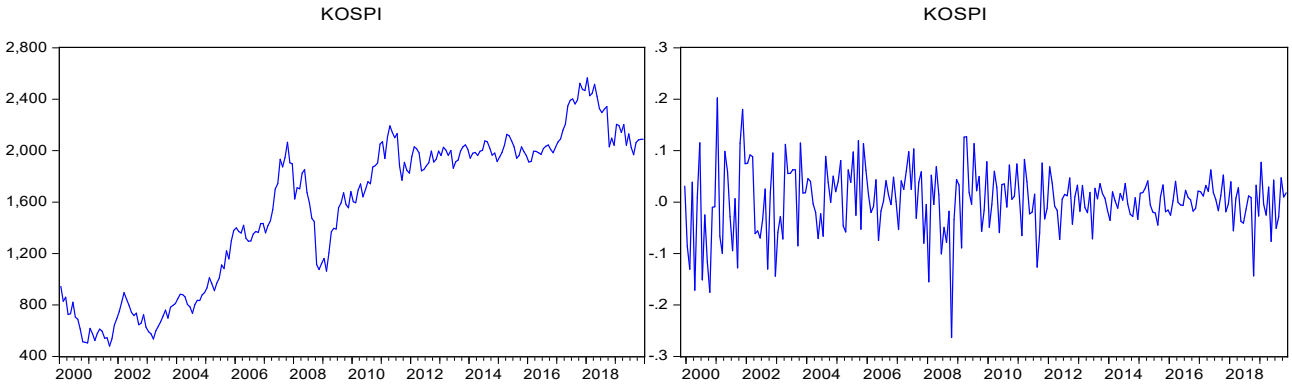
우 그들의 연구 결과와 같이 한국 시장에서도 고유변동성은 개별주식초과수익률에 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계를 보이는 고유변동성 퍼즐 현상이 나타난다. 이는 Beta, ln(ME), ln(BM), ln(TURN) 등의 기업 특성요인을 통제한 후에도 전통적 재무이론과 반대로 개별주식초과수익률에 고유변동성이 음(-)의 관계를 보이는 것이다. 흥미롭게도 추정된 고유변동성에 포괄적인 거시경제변수를 주성분분석을 통해 형성된 산업활동지수, 금리·물가, 통화·환율 등의 3가지 거시경제요인을 통제 한 경우 Aslanidis et al. (2019)들이 분석한 미국시장과 같이 국내시장에서도 기대고유변동성은 개별주식초과수익률에 1% 유의수준에서 양(+)의 관계를 가지는 고유변동성 반전 현상을 보여준다.

이는 Ang et al.(2006)들이 고유변동성을 추정하는데 사용한 Fama and French(1993) 3요인 모형이 개별주식초과수익률에 대해 설명하지 못한 체계적 위험이 많은 거시경제변수를 사용하여 통제함으로써 한국 시장에서도 고유변동성 퍼즐을 설명할 수 있다는 결과를 보여준다. 포괄적인 거시경제 변수가 주식초과수익률을 설명할 수 있는 중요한 정보를 포함하고 있기 때문에 합리적인 투자자는 전통적인 재무이론과 같이 거시경제활동과 관련된 위험에 대한 보상을 요구하게 되는 것이다 Campbell and Chchrace(1999); Ludvigson and Ng(2007). 또한 무위험수익률 결정에 영향을 주는 거시경제 변수들은 많은 정보와 거시경제 불확실성을 포함하고 있기 때문에 Bansal and Yaron(2004) 국내 주식시장에서 기대고유변동성은 개별주식 수익률에 고유변동성 반전 현상을 보여준다. 거시경제요인은 주식변동성을 설명할 수 있으며 합리적인 자산평가를 할 수 있게 한다 Mele(2007)는 것을 증명한다.

4.2. 글로벌 금융위기 전후 기대고유변동성과 초과수익률

본 연구의 연구결과에 대한 강건성을 검토하기 위해 분석기간을 글로벌 금융위기전과 후로 구분하여 기대고유변동성과 수익률의 관계가 일관성을 가지는지 확인하였다. 그림 3은 KOSPI 주가지수 추이와 변동률을 나타내고 있다. 글로벌 금융위기는 2007년 미국 서브프라임모기지 위기를 시작으로 2008년 9월 리먼브라더스의 파산으로 세계 금융시장의 불안정성이 가속화 되었다. 그림 3에서 확인 할 수 있듯이 연구 기간내 KOSPI 지수는 2003년부터 2008년 까지 증가 추세를 보이다가 글로벌 금융위기 기간 중 2008년 9월 가장 극단적으로 하락한 후 다시 급상승하는 모습을 보인다. KOSPI 수익률 변동성역시 2008년 9월 가장 큰 값을 나타내고 있다. 따라서 분석기간을 리먼브라더스의 파산시기인 2008년 9월을 기준으로 글로벌 금융위기 전후로 구분하여 기대고유변동성과 초과수익률의 관계를 확인하였다.

<그림 3> KOSPI 주가지수와 수익율



<표 7> 글로벌 금융위기전 횡단면 회귀분석 : 위험-수익률

표 7은 변수들에 의한 주식초과수익률로 식(9)의 평균 계수 값과 t-통계량을 나타낸다. 매월별 변수들의 횡단면회귀분석으로 식(9)를 추정하고 추정된 회귀계수에 대해 글로벌 금융위기전인 2000년 3월부터 2008년 9월까지 103개월의 시계열 평균을 구한 값이다. Beta는 CAPM Beta이고, ln(ME)는 개별주식의 월말 수정종가에 발행주식 총수를 곱한 값에 log를 취한 값이고, ln(B/M)은 t-1년 12월 말의 장부가치를 t-1년 12월 말의 시가총액으로 나누어 측정한 값에 log를 취한 값이고, ln(TURN)은 전월 거래량을 전년도 말 발행주식수로 나눈 비율에 log를 취한 값이고 E(IVOL)는 식(8)에서 계산한 기대고유변동성이다. Model1은 고유변동성을 제외한 경우, Model2는 거시경제요인을 통제하지 않은 경우, Model3은 거시경제요인을 통제한 경우이다. 괄호속의 값은 t값이고, Newey and West (1987)의 6시차 표준오차를 이용하여 조정한 값이다. 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의적인 결과를 각각, ***, **, *로 구분 및 표시 하였다.

Panel A: 금융위기 전(2000년 3월부터 2008년 9월까지)			
Variable	Model1	Model2	Model3
Intercept	-0.081**	-0.016	-0.105***
	(-2.39)	(-0.41)	(-3.62)
Beta	-0.013***	-0.010***	-0.014***
	(-5.33)	(-3.70)	(-5.00)
ln(ME)	0.003**	0.002	0.005***
	(2.24)	(1.08)	(3.84)
ln(BM)	-0.004***	-0.005***	-0.003**
	(-3.88)	(-4.08)	(-2.12)
ln(TURN)	0.005***	0.009***	-0.002**
	(3.31)	(5.87)	(-2.19)
IVOL		-0.287***	
		(-16.29)	
E(IVOL)			0.357***
			(6.37)
Adj.R-squared	0.061	0.086	0.120

표 7은 글로벌 금융위기전 고유변동성과 개별주식초과수익률의 관계를 나타내고 표 8은 글로벌 금융위기후 고유변동성과 개별주식초과수익률의 관계를 나타내고 있다.

Ang et al.(2006)의 방법으로 추정한 고유변동성과 개별주식초과수익률의 관계는 전체 분석기간과 마찬가지로 글로벌 금융위기전과 후 모든 하위 기간에서 동일하게 고유변동성 퍼즐 현상이 나타난다. 고유변동성에 거시경제요인을 통제하였을 경우에도 전체 분석기간과 같이 글로벌 금융위기전과 후 모든 하위기간에서 고유변동성과 개별주식초과수익률의 음(-)의 관계가 반전되는 현상을 보여주고 있다. 이 결과는 통계적으로 매우 유의한 값을 보이고 있으며, 분석기간과 상관없이 3요인 모형이 주식초과수익률을 설명하지 못한 체계적 위험을 거시경제요인들이 가지고 있는 다양한 정보에 의해 설명할 수 있다는 것이다.

<표 8> 글로벌 금융위기후 횡단면 회귀분석 : 위험-수익률

표 8은 변수들에 의한 주식초과수익률로 식(9)의 평균 계수 값과 t-통계량을 나타낸다. 매월별 변수들의 횡단면회귀분석으로 식(9)를 추정하고 추정된 회귀계수에 대해 글로벌 금융위기 후인 2008년 10월부터 2019년 7월까지 130개월의 시계열 평균을 구한 값이다. Beta는 CAPM Beta이고, ln(ME)는 개별주식의 월말 수정종가에 발행주식 총수를 곱한 값에 log를 취한 값이고, ln(B/M)은 t-1년 12월 말의 장부가치를 t-1년 12월 말의 시가총액으로 나누어 측정한 값에 log를 취한 값이고, ln(TURN)은 전월 거래량을 전년도 말 발행주식수로 나눈 비율에 log를 취한 값이고 E(IVOL)는 식(8)에서 계산한 기대고유변동성이다. Model1은 고유변동성을 제외한 경우, Model2는 거시경제요인을 통제하지 않은 경우, Model3은 거시경제요인을 통제한 경우이다. 괄호속의 값은 t값이고, Newey and West (1987)의 6시차 표준오차를 이용하여 조정한 값이다. 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의적인 결과를 각각, ***, **, *로 구분 및 표시 하였다.

Panel B: 금융위기 후(2008년 10월부터 2019년 7월까지)			
Variable	Model1	Model2	Model3
Intercept	-0.004	0.035	-0.006
	(-0.18)	(1.40)	(-0.26)
Beta	-0.016***	-0.014***	-0.016***
	(-4.99)	(-4.00)	(-5.28)
ln(ME)	0.001	-0.001	0.001**
	(0.46)	(-0.65)	(2.23)
ln(BM)	-0.004***	-0.004***	-0.004***
	(-4.06)	(-4.85)	(-3.47)
ln(TURN)	0.008***	0.013***	-0.001**
	(7.46)	(11.22)	(-2.20)
IVOL		-0.287***	
		(-18.20)	
E(IVOL)			0.404***
			(10.62)
Adj.R-squared	0.064	0.084	0.107

4.3. 기대고유변동성 기준 포트폴리오

거시경제요인이 통제되지 않은 추정된 고유변동성과 거시경제요인이 통제된 기대고유변동성 기준의 단일정렬 포트폴리오 분석을 통해 기대고유변동성과 초과수익률의 횡단면 관계를 확인하였다. 식 (2)와 식 (3)에 의해 추정된 고유변동성 크기를 기준으로 단일정렬 된 5분위 포트폴리오를 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오를 5번, 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오를 1번으로 구성하고 1개월 동안 보유하는 t+1월의 포트폴리오 수익률(post-ranking returns)을 확인하였다. 또한 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오를 매수하고 고유변동성이 가장 낮은 포트폴리오를 공매도하는 헤지 포트폴리오의 월 평균 수익률을 관찰 하였다. 표 9는 기대고유변동성

기준 단일정렬 포트폴리오 분석 결과를 나타낸다. 2000년 3월부터 2019년 7월까지 224개월 동안 매월 구한 값을 각각의 분위별로 산술평균한 값이다.

<표 9> 기대고유변동성 기준 포트폴리오

표 9는 2000년 3월부터 2019년 7월까지 224개월 동안 거시경제요인이 통제되지 않은 추정된 고유변동성(IVOL) 기준 포트폴리오와 거시경제요인이 통제된 기대고유변동성(EIVOL)을 각각 기준으로 단일정렬 동일가중(EW), 가치가중(VW) 5분위 포트폴리오를 구성하였다. 고유변동성이 가장 큰 포트폴리오를 5번, 고유변동성이 가장 작은 포트폴리오를 1번으로 구성하고 1개월을 포트폴리오 구성기간으로 두고 1개월 동안 보유하는 t+1의 포트폴리오 수익률을 산술평균한 값이다. H-L은 두 고유변동성 기준의 동일가중 가치가중 H-L 무비용 포트폴리오이다. 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의적인 결과를 각각, ***, **, *로 구분 및 표시 하였다.

	Without macro(IVOL)		With Macro(EIVOL)	
	EW	VW	EW	VW
1	0.01409***	0.01214**	-0.00499	0.00000
	(2.67)	(2.24)	(-1.06)	(-0.00)
2	0.01314**	0.01304**	-0.00609	0.01117**
	(2.33)	(2.39)	(-1.12)	(2.07)
3	0.01203*	0.01307**	-0.00156	0.01519***
	(1.96)	(2.08)	(-0.26)	(2.59)
4	0.00624	0.01424**	0.00955	0.01830***
	(0.98)	(2.18)	(1.42)	(2.53)
5	-0.00994	0.00814	0.03874***	0.04009***
	(-1.42)	(1.07)	(4.72)	(4.36)
H-L	-0.02403***	-0.00400	0.04372***	0.04010***
	(-7.49)	(-0.75)	(8.02)	(5.59)

거시경제 요인을 통제하지 않은 경우 Ang et al.(2006)들의 결과와 같이 한국 시장에서도 고유변동성이 높을수록 평균적으로 수익률이 감소하는 모습을 보인다. 이는 고유변동성과 기대수익률의 관계가 음(-)인 고유변동성 퍼즐 현상으로 동일가중 포트폴리오에서 통계적으로 유의한 관계를 확인 할 수 있었다. 즉, 고유변동성이 높은 포트폴리오 일수록 고유변동성이 낮은 포트폴리오에 비해 통계적으로 낮은 수익률을 갖는다는 것이다. Aslanidis et al.(2019)들은 거시경제 요인을 통제하지 않은 경우 동일가중 포트폴리오는 통계적으로 유의한 값을 보이지 않고 가치가중 포트폴리오에서만 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보고하고 있다. 하지만 가치가중 포트폴리오에서는 Ang et al.(2006), Aslanidis et al.(2019)의 결과와 달리 한국 시장에서는 통계적으로 유의한 값을 보이지 않았다.

추정된 고유변동성에 거시경제요인을 통제한 기대고유변동성 기준 단일정렬 포트폴리오를 구성한 경우 Aslanidis et al.(2019)들은 동일가중 포트폴리오와 가치가중 포트폴리오에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 확인하였다. 국내 시장에서도 Aslanidis et al.(2019)들의 연구 결과와 마찬가지로 동일가중 포트폴리오와 가치가중 포트폴리오에서 기대고유변동성이 커

질수록 전통적 재무이론과 같이 수익률이 증가하는 결과를 확인하였다. 거시경제 요인을 통제한 고유변동성 기준 동일가중 포트폴리오의 경우 1에서 5분위 포트폴리오 수익률은 고유변동성이 커질수록 일관되게 증가하지만 통계적으로는 유의하지 않다. 하지만 고유변동성이 가장 높은 5분위 포트폴리오 에서는 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보였다. 가치가중 포트폴리오의 경우 1분위 포트폴리오를 제외한 모든 분위에서 통계적으로 유의한 값을 보였다. 고유변동성에 거시경제 요인을 통제한 경우 기업의 고유위험이 낮을수록 초과수익률이 발생하는 고유변동성 퍼즐 현상이 반전되는 것을 확인하였다. 이는 거시경제요인이 주식초과수익률을 설명할 수 있는 중요한 정보를 내포 하고 있으며 이 둘의 관계는 경제적으로도 매우 중요하다.

5. 결론

재무 분야의 많은 학자들에 의해서 주식수익률의 변동이 일어나는 이유와 주식수익률 변동을 사전에 예측하고자 하는 수많은 연구가 진행되어 왔다. 고유변동성이 주식수익률의 변화를 설명하는 유의한 요인이라는 실증분석 결과는 국내외 여러 수많은 연구들을 통해 보고되었다. 하지만 고유변동성이 주식수익률과 양(+)의 관계를 갖는지 아니면 음(-)의 관계를 갖는지에 대해서는 합의된 결론을 내리지 못하고 있다.

본 연구는 국내 유가증권 시장에서 고유변동성이 주식수익률과 갖는 관계를 확인 하였다. 2000년 1월부터 2019년 7월까지 한 해라도 유가증권시장에 상장되었던 KOSPI시장 비금융권 기업들을 대상으로 고유변동성 퍼즐 현상을 분석하였다. 고유변동성은 Ang et al.(2006)들의 방법을 사용하여 추정하였다. 이들은 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 잔차를 고유변동성으로 추정하였지만 3요인 모형이 주식초과수익률을 설명하지 못한 누락된 체계적 위험이 존재한다. 따라서 고유변동성을 Ludvigson and Ng(2009) 그리고 Welch and Goyal(2008)의 연구 방법과 같이 많은 양의 거시경제변수들이 포함하고 있는 정보 및 거시경제정책 불확실성을 반영할 수 있는 Aslanidis et al.(2019)들의 방법론에 따라 기대고유변동성을 측정하였다. 이들의 방법은 많은 양의 거시경제 변수를 주성분분석을 통해 거시경제 변수들을 대표하는 거시경제 요인을 추출하여 실현고유변동성에 대한 통제변수로 사용하는 것이다. Aslanidis et al.(2019)들이 사용한 거시경제 변수들 중 한국 시장에서 수집 가능한 거시경제 변수 60개를 주성분분석을 통해 거시경제 변수 대표 그룹 3개를 추출 하였다. 거시경제 변수에서 추출된 거시경제 요인 가중치에 따라 산업활동지수, 금리·물가, 통화·환율 등의 3개의 거시경제 요인을 실현고유변동성에 통제 변수로 사용하였다.

연구의 주된 결과는 Ang et al.(2006)들의 방법에 의해 추정된 고유변동성은 기업 공통요인인 시장베타, 규모프리미엄, 가치프리미엄, 거래량과 함께 횡단면 회귀분석한 결과 Ang et al.(2006)들의 연구 결과와 마찬가지로 한국 KOSPI시장에서도 고유변동성과 기대수익률 사이에 유의한 음(-)의 퍼즐관계를 확인하였다. 추정된 고유변동성에 Aslanidis et al.(2019)들의 방법에 따라 포괄적인 거시경제 변수를 포함하는 산업활동지수, 금리·물가, 통화·환율 요인을 통제한 경우 국내 KOSPI시장에서는 Ang et al.(2006)들이 주장한 고유변동성 퍼즐 현상이 반전되는 것을 확인하였다. 이는 Ang et al.(2006)들이 고유변동성을 추정하는데 사용한 Fama and French(1993)의 3요인 모형에서 주식초과수익률에 대해 설명하지 못한 체계적 위험이 많은 거시경제변수들에 의해 설명이 가능하다는 결과를 보여 주었다. 그 이유는 거시경제 변수가 주식 수익률에 영향을 미치는 상당한 정보를 포함하고 있기 때문이다 Bansal and Yaron

(2004). 실현고유변동성과 거시경제요인의 상관관계를 확인해 보면 통화·환율 요인은 가장 큰 상관관계를 갖는다. Brunie et al.(1972)들은 통화량의 변동이 주식수익률에 미치는 영향을 유동성효과로 설명하였다. 유동성효과에 의해 통화량과 이자율은 음(-)의 관계를 갖기 때문에 통화량의 증가는 주식수익률을 상승시키게 된다. 금리·물가 요인은 실현고유변동성에 음(-)의 영향을 미치는 것을 확인 하였다. 금리와 주식수익률 관계에 대한 실증연구들은 대체적으로 두 변수 사이에 음(-)의 관계를 설명 하였다 Flannery et al.(1984); Schwert (1989); Boot and Booth (1997). 그리고 Boudoukh and Richardson (1993), Gallagher and Taylor (2002), 이근영 (2006) 들은 물가지수와 주식수익률 사이에 음(-)의 상관관계에 있음을 발견하였다. 주식수익률과 인플레이션의 관계 방향성은 명확하지 않지만 본 연구에 추정된 고유변동성과 물가지수는 음(-)의 관계를 확인 하였다. 이처럼 거시경제변수들이 갖는 정보의 영향력이 주식수익률에 높은 영향력을 미치기 때문에 고유변동성 퍼즐 현상이 반전된 결과를 보인 것으로 해석할 수 있다.

전체 기간을 글로벌 금융위기 기간인 2008년 9월을 기준으로 나누어 분석해 보았다. 그 결과 고유변동성 퍼즐 현상은 글로벌 금융위기 전후 모든 기간에서 나타났으며, 고유변동성 퍼즐 반전 현상 역시 모든 기간에서 확인할 수 있었다. 이는 분석 기간과 상관없이 누락 된 체계적 위험을 거시경제 요인들이 가지고 있는 정보에 의해 설명이 된다는 것이다. Ang et al.(2006)의 방법으로 추정된 고유변동성과 거시경제요인이 통제된 고유변동성을 각각 기준으로 단일정렬 5분위 포트폴리오 분석을 통해 기대고유변동성과 초과수익률의 횡단면 관계를 확인하였다. 거시경제 요인을 통제하지 않은 경우 Ang et al.(2006)이 미국시장을 대상으로 분석한 결과와 같이 한국시장에서도 고유변동성이 높을수록 평균적으로 수익률이 감소하는 고유변동성 퍼즐 현상을 확인하였다. 이는 동일가중 포트폴리오에서 미국시장과 같은 결과를 보였다. 고유변동성에 거시경제 요인을 통제한 포트폴리오의 경우 동일가중 포트폴리오에서 1에서 5분위 까지 평균 수익률이 점차 증가하지만 통계적으로 5분위 포트폴리오만 유의한 값을 보였다. 하지만 가치가중 포트폴리오는 1분위 포트폴리오를 제외한 모든 분위에서 통계적으로 유의한 기대고유변동성과 주식수익률의 양(+)의 관계를 설명하였다. 이는 전통적 재무이론에서 벗어난 고유변동성 퍼즐 현상은 거시경제 변수들을 통해 주식 변동성을 설명할 수 있으며 합리적인 자산평가를 할 수 있게 한다 Mele(2007) 는 것을 증명하는 결과이다.

거시경제변수들은 수많은 뉴스와 거시경제 불확실성을 포함하고 있기 때문에 무위험수익률을 측정하는데 많은 영향을 미친다 Bansal and Yaron(2004). 주식시장의 변동성은 마치 합리적인 자산평가의 결과인 것 같지만 자산 가격 결정시 관찰되어지는 정보와 동일하게 평가된다. 더 궁극적인 속성 충격에 노출되어 있는 수많은 경제요인들이 주식가격 변동성에 더 합리적인 자산평가를 할 수 있게 해준다 Mele(2007). 따라서 많은 정보를 포함한 거시경제 변수를 사용하여 추정된 고유변동성을 통제하였을 경우 기대수익률을 설명할 수 있는 누락된 체계적 위험을 제공하므로 투자자는 전통적 재무이론과 같이 거시경제 활동과 관련된 위험을 보상받게 된다 Ludvigson and Ng(2009). 투자자들이 포트폴리오 구성 시 거시경제요인을 활용한다면 거시경제요인을 가격화 할 수 있을 것이다. 하지만 누락된 체계적 위험을 요인을 정확하게 찾는 것은 매우 어려운 일 이며, 경기순환 상황에 따라 고유변동성은 크게 변동하기 때문에 거시경제요인을 가격결정 요인으로 사용하기 위해서는 경기순환 상황에 따른 고유변동성과 거시경제요인의 관계를 확인하는 것이 다음 연구의 과제라 생각된다.

참고문헌

기현희, 최승은, (2006), “기업의 시설투자 공시가 주가에 미치는 영향에 관한 연구,” 국제회계연구, 15, 1-19.

김지열, (2004), “주식시장에 대한 경제주체들의 기대변화에 관한 연구: 외환위기 전후의 통화량 변화의 영향을 중심으로,” 재무관리연구, 21, 125-148.

감형규, 신용재, (2017), “거시경제변수가 주식수익률에 미치는 영향에 관한 연구,” 대한경영학회지, 30, 33-52.

김용현, 김남곤, (2014), “설비 투자와 R&D 투자의 상대적 위험에 대한 연구,” 생산성논집, 28, 386-403.

김철교, 박정욱, 백용호, (1990), “제 경제지표가 종합 및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구,” 한국증권학회지, 12, 347-374.

박영석, 김남곤, 김용현, (2013), “설비투자가 기업지배구조에 따라 주식수익률에 미치는 영향,” 생산성논집, 27, 105-127.

유태우, 박용만, (1997), “한국의 주식시장과 경제변수: 1980-1996의 경험,” 한국증권학회 증권연구발표논문집, 105-151.

이근영, (2006), “주가와 환율의 동태분석: 아시아 국가들의 경우,” 국제경제연구, 9, 259-290.

이효찬, (2012), “국내 증시에 대한 미 기준금리 조정효과 분석,” 국제통상연구, 17, 101-128.

장병기, 최종일, (2000), “주가, 기대심리, 거시경제변수의 장기균형관계: Co-integration을 중심으로,” 재무관리연구, 18, 125-144.

장욱, 엄철준, 박종원, (2016), “차익거래 비대칭이 고유변동성 퍼즐에 미치는 영향: g한국 주식시장,” 금융공학연구, 15, 21-44.

정성창, 정석영, (2002), “구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기균형관계,” 재무연구, 15, 205-235.

조장현, 이지훈, (2016), “시설투자 공시가 주가에 미치는 영향,” 글로벌경영연구, 28, 149-162.

최완수, (2017), “기준금리 변경이 주가수익률의 변동성 충격반응에 미치는 영향,” 금융지식연구, 17, 111-133.

Anderson, C.W., and Garacia-Feijóo, L., (2006), “Empirical evidence on capital investment growth options, and security returns,” *The Journal of Finance*, 61, 171-194.

Ang, A., Hodrick, R.J., Xing, Y., and Zhang, X., (2006), “The cross-section of volatility and expected returns,” *The Journal of Finance*, 61, 259-299.

Aslanidis, N., Christiansen, C., Lambertides, N., and Savva, C.S., (2019),

"Idiosyncratic volatility puzzle: influence of macro-finance factors," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 52, 381-401.

Baker, S.R., Bloom, N., and Davis, S.J., (2015), "Measuring economic policy uncertainty," *NBER* Working paper.

Bali, T.G., Cakici, N., and Whitelaw, R.F., (2011), "Maxing out: stocks as lotteries and the corss-section of expected returns," *Journal of Financial Economics*, 99, 427-446.

Bali, T.G., and Zhou, H., (2016), "Risk, uncertainty, and expected returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51, 707-735.

Bansal, R., and Yaron, A., (2004), "Risks for the long run: a potential resolution of asset pricing puzzles," *The Journal of Finance*, 59, 1481-1509.

Binder, J., and Merges, M.J., (2001), "Stock market volatility and economic factors," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 17, 5-26.

Booth, J.R., and Booth, L.C., (1997), "Economic factors, monetary policy, and expected returns on stock and bonds," *FRB San Francisco Economic Review,* 2, 32-42.

Boudoukh, J., and Richardson, M., (1993), "Stock returns and inflation: a long-horizon perspective," *The American Economic Review*, 83, 1346-1355.

Boyer, B., Mitton, T., and Vorkink, K., (2010), "Expected idiosyncratic skewness," *The Review of Financial Studies*, 23, 169-202.

Brunie, C., Hamburger, M., and Kochin, L., (1972), "Money and stock price: the channel of influence," *The Journal of Finance*, 27, 231-249.

Campbell, J.Y., and Cochrane J.H., (1999), "By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior," *Journal of Political Economy*, 107, 205-251.

Chen, N., Roll, R., and Ross, S., (1986), "Economic forces and the stock market," *Journal of Business*, 59, 383-403.

Fama, E.F., and MacBeth, J., (1973), "Risk, return, and equilibrium: empirical tests," *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.

Fama, E.F., and French, K.R., (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.

Fama, E.F., and French, K.R., (2015), "A five-factor asset pricing model," *Journal of Financial Economics*, 116, 1-22.

Flannery, M., Christopher, M., and James, J., (1984), "The effect of interest rate changes on the commons stock returns of finanacial institutions," *The Journal of Finance*, 39, 1141-1153.

Gallagher, L., and Taylor, M., (2002), "The stock returns-inflation puzzle revisited, *Economics Letters*, 75, 147-156.

Geske, R., and Roll, R., (1983), “The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation,” *The Journal of Finance*, 38, 1-33.

Goetzmann, W.N., and Kumar, A., (2008), “Equity portfolio diversification,” *Review of Finance*, 12, 433-463.

Goyal, A., and Santa-Clara, P., (2003), “Idiosyncratic Risk Matters!,” *The Journal of Finance*, 58, 975-1007.

Hau, H., and Rey, H., (2004), “Can portfolio rebalancing explain the dynamics of equity returns, equity flows, and exchange rates?” *The American Economic Review*, 94, 126-133.

Herskovic, B., Kelly, B., Lusting, H., and Nieuwerburgh, S.V., (2016), “The common factor in idiosyncratic volatility: quantitative asset pricing implications,” *Journal of Financial Economics*, 119, 249-283.

Jensen, M.C., (1986), “Agency cost of free cash flow, corporate finance and takeovers,” *American Economic Review*, 76, 323-329.

Lee, B-S., (1992), “Causal relations among stock returns, interest rate, real activity, and inflation,” *The Journal of Finance*, 4, 1591-1603.

Lintner, John., (1965), “The valuation of risk asset and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets,” *The Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.

Ludvigson, S.C, and Ng, S., (2009), “Macro factors in bond risk premia,” *Review of Financial Studies*, 22, 5027-5067.

Mele, A., (2007), “Asymmetric stock market volatility and the cyclical behavior of expected returns,” *Journal of Financial Economics*, 86, 446-478.

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

Markowitz, H., (1952), “Portfolio selection,” *The Journal of Finance*, 7, 77-91.

Newey, W., and West, K., (1987), “A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix,” *Econometrica*, 55, 703-708.

Schwert, G.W., (1989), “Why does stock market volatility change over time?,” *The Journal of Finance*, 44, 1115-1153.

Sharpe, W., (1964), “Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk,” *The Journal of Finance*, 19, 425-442.

Stambaugh, R.F., Yu, J., and Yuan, Y., (2015), "Arbitrage asymmetry and the idiosyncratic volatility puzzle," *The Journal of Finance*, 70, 1903-1948.

Welch, I., and Goyal, A., (2008), “A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction,” *The Review of Financial Studies*, 21, 1455-1508.