ISSN 1226—458X Journal of Business Research Vol. 27 No. 3 (2012) pp.63~85 Korean Association of Industrial Business Administration

# 투자심리가 위험-수익에 미치는 영향에 관한 연구\*

장 승 욱 \*\* 아 승 철\*\*\*

- <요 약> -

본 연구에서는 우리나라 시장을 대상으로 투자자의 투자심리가 위험-수익 관계에 영향을 미치는지를 분석하기 위해 2003년 1월 3일부터 2010년 12월 30일까지 KOSPI, KOSPI50, KOSPI100, KOSPI200, 대형주 지수, 중형주 지수 및 소형주 지수를 이용하여 분석하였다. 투자심리의 대용치로 GFI와 코스피변동성지수(VKOSPI)를 이용하였다. 본 연구를 위해 변동성의 측정은 3가지 방법을 통하여 추정하였다. 먼저, 과거 20일 동안의 각 지수별 수익률 자료를 이용하여 추정한 일별분산, 조건부 이분산을 고려한 GARCH 모형 그리고 비대칭적 변동성을 고려한 TGARCH 모형을이용하였다.

본 연구의 분석 결과는 다음과 같다. 위험-수익상충관계를 검증한 결과에서 투자심리를 고려하지 않는 모형의 경우는 모든 지수에서 분산의 추정계수(b)의 값이 비유의적인 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 위험-수익 상충관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 반면, 투자심리를 고려한 모형을 이용하여 분석한 결과는 대부분의 지수에서 분산의 추정계수(b<sub>1</sub>)의 값이 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 투자심리가 위험-수익 상충관계에 다소 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 그리고 투자심리의 추정계수(b<sub>2</sub>)의 값이 모든 지수에서 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 투자심리가 주식수익률에 정(+)영향을 미치는 것을 알 수 있다. 투자심리와 변동성간의 상호작용항의 추정계수(b<sub>2</sub>) 값이 예상과 일치하게 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 투자심리가 높은 시점에 투자심리가 위험-수익 상충관계에 더 큰 영향을 미칠 것이라는 예상과 일치하고 있다.

예상치 못한 변동성의 충격에 대한 분석 결과에서는 예상치 못한 변동성의 추정계수 $(c_1)$ 의 값이 대부분의 지수에서 비유의적인 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타난 반면, 투자심리와 예상치 못한 변동성의 충격간의 상호작용항의 추정계수 $(c_2)$ 는 모든 지수에서 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 투자심리가 높은 시점에서 예상치 못한 변동성의 증가는 수익률에 부(-)의 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

한글 색인어 : 투자심리, 위험-수익 상충관계, 행태재무학, GFI, 코스피 변동성 지수

논문접수: 2012. 4. 26 1차수정: 2012. 6. 22 게재확정: 2012. 6. 22

\* : 이 연구는 2011학년도 영남대학교 학술연구조성비에 의한 것임. \*\* : 영남대학교 경영학부 강사 (E-mail : fn3737@ynu.ac.kr) : 제1저자 \*\*\*: 영남대학교 경영학부 교수 (E-mail : scahn@ynu.ac.kr) : 교신저자

## I. 서 론

이성적인 위험회피형 투자자들은 미래현금호름의 불확실성(분산)이 커질수록 위험에 대한 대가(위험프리미엄)로 더욱 높은 수익률을 요구한다. 위험-수익의 상충관계(risk-return tradeoff)에 따라 전통적 자산가격에 대한 이론들은 일반적으로 위험과 기대수익률간에 정 (+)의 관계에 있음을 암시하고 있다(Merton, 1980). 그러나 위험과 수익률간의 관계를 실증 검증한 기존 연구들에 의하면 이들의 관계에 대해 일치하지 않는 결과를 제시하고 있다. 이러한 결과가 나타난 이유 중에 하나는 변동성 모형 등 방법론적 차이에 의해 나타난 것으로 추정된다.

한편, 최근 관심이 증가하고 있는 행태재무학(behavioral finance)은 투자자들의 감정과 인지적 행위가 투자의사결정에 영향을 미치는 배경을 설명하고 있다. 행태재무학 관점에서 투자자들의 비합리성 중 하나로 투자심리(investor sentiment)를 들고 있다. 기존 연구들에 의하면 잡음거래자들(noise traders)의 행동이 사회 전반으로 확장되고 차익거래가 제한되는 경우, 시장은 투자자의 투자심리의 영향을 받게 된다고 주장하고 있다. De Long et al.(1990)은 위험과 기대수익률간 관계가 전통적인 견해와 다른 결과가 나타나는 것은 투자자의 투자심리의 영향이라고 주장하였다. 그리고 Baker and Wurgler(2006)는 투자심리에 의해 가격결정오류(mispricing)가 발생하며, 이러한 투자심리는 기대수익률에 영향을 미친다고 하였다. Yu and Yuan(2011)는 1963년부터 2004년까지 미국 주식시장을 대상으로 분석한 결과에서 투자심리가 낮은 시점에서는 수익률과 위험간의 강한 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타난 반면, 투자심리가 높은 시점에서는 유의적인 관계를 발견하지 못하여 투자자의 투자심리가 위험-수익 관계에 영향을 미친다고 주장하였다.

투자자의 투자심리에 따라 위험-수익 상충 관계가 달라진다면, 개인투자자의 비중이 높은 우리나라 주식시장의 경우에도 위험-수익 관계가 달라질 것으로 예상된다. 그리고 개인투자자들은 상대적으로 소형주에 대한 투자비중이 높으므로 기업 규모별로 투자심리가 위험-수익 관계에 영향을 미치는 정도는 차이가 있을 것으로 예상된다. 본 연구에서는 우리나라 주식시장을 대상으로 투자자의 투자심리가 위험-수익의 상충관계에 영향을 미치는지를 검증하기 위하여 KOSPI, KOSPI50, KOSPI100, KOSPI200, 대형주지수, 중형주지수 및 소형주지수를 대상으로 분석하고자 한다. 투자심리의 대용지수로는 GFI지수를 이용한다. 그리고 미래 변동성에 대한 기대심리의 대용변수로 코스피변동성지수를 이용하여 변동성에 대한 기대가 위험-수익 관계에 미치는 영향에 대해서 분석한다. 또한, 예상하지 못한 변동

성의 충격이 주식수익률과 위험-수익 관계에 미치는 영향에 대해서도 검증하고자 한다. 본 연구의 구성은 서론에 이어 Ⅱ장에서는 이론적 배경을 살펴보며, Ⅲ장에서는 연구 방법론에 대해 설명하고 Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고 Ⅴ장에서 결론을 내린다.

## Ⅱ. 문헌연구

위험-수익간의 관계에 대해 많은 연구들이 진행되어 왔으나, 양자 간의 관계에 대하여 일치하지 않는 결과들이 제시되고 있다. French et al.(1987), Bailie and De Gennaro(1990), Campbell and Hentschel(1992), Ghysel et al.(2005), Lundblad(2007), Guo and Whitelaw (2006), Brandt and Wang(2007) 및 Pastor et al.(2008) 등의 연구에서는 위험과 수익간의 정(+)의 관계를 발견하였다. 반면, Campbell(1987), Nelson(1991), Whitelaw(1994), Lettau and Ludvigson(2003) 및 Brandt and Kang(2004) 등의 연구에서는 부(-)의 관계를 발견하였다. 한편, Turner et al.(1989), Glosten et al.(1993), Harvey(2001) 및 Mackinlay and Park(2004) 등은 정(+)과 부(-)의 관계를 모두 발견하였으며, 더욱이 Chan et al(1992) 등은 주식의 기대수익률은 조건부분산과 아무런 관련이 없다고 주장하였다.

우리나라 주식시장에서의 변동성과 위험프레미엄의 관계를 분석한 연구로 신재정·정범석 (1993)과 조담(1994)의 연구에서는 정(+)의 관계가 존재하지만 유의적이지는 않았으며, 이정도, 안영규(1997)의 연구에서는 일별수익률의 경우에는 거의 모든 기간에 걸쳐 조건부 수익률과 분산간의 정(+)의 관계를 보여주고 있어 위험-수익간의 상충관계가 나타나며, 주별수익률의 경우에도 전반적으로 수익률과 분산간의 정(+)의 관계를 보여주고는 있으나 낮은유의성으로 위험-수익간의 상충관계를 적절하게 설명해 주지 못하고 있다고 하였다. 구맹화·이윤선(1998)의 연구에서는 EGARCH-M 모형을 이용하여 분석한 결과, 조건부 이분산과위험프리미엄 사이의 관계 분석에서 세부 기간에 따라 위험회피계수의 유의성이 통계적으로 유의적인 것으로 나타나 조건부 변동성이 위험프리미엄에 영향을 미치고 있다고 분석하였다. 김진호, 황윤재(1996)는 비모수접근법을 이용하여 분석한 결과, 유의한 정(+)의 관계를 보이고 있다. 그러나 오현탁 등(2000)의 연구에서는 대형주 지수를 제외한 나머지 모형에서는 유의적인 음(-)으로 나타났다고 주장하였다.

본 연구에서는 투자심리가 위험-수익의 상충관계에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 행태재무학에 의하면 비합리적인 투자심리는 상당기간 동안 주식의 수익률과 변동성에 영향

을 주는 것으로 알려져 있다. Brown and Cliff(2004)에 의하면, 투자심리는 매우 지속적이 기 때문에 잡음거래자의 수요 충격 또한 지속적이어서 지속적인 가격결정오류를 야기한다고 주장하였다.

선행 연구에 의하면 주식시장에는 미래 전망에 대하여 낙관적 또는 비관적인 관점을 가진 감정 투자자가 존재한다고 한다. Lee et al.(1991) 등은 패쇄형 펀드(close-end fund)들의 가격과 순자산가치간의 차이는 투자심리에 치우진 거래를 하는 개인투자자에 의해 발생한다고 주장하였다. 유사하게 Ritter(1991)은 최초공모주의 장기성과 역전현상은 IPO 기업에 대한 과대낙관주의(overoptimistic)의 결과라고 주장하였으며, Baker and Wurgler (2006)은 투자심리에 기초하여 거래하는 투자자의 거래는 주식의 가격에 영향을 미친다고 주장하였다.

투자심리에 의존하여 거래하는 감정투자자(sentimental investor)들은 매도 포지션을 취하는 것에 대해 주저하는 것으로 알려져 있다. 실증 검증 결과에서도 개인투자자들은 가급적 공매도를 하지 않는 것으로 나타났다. 예를 들어, Barber and Odean(2008)는 개인투자자의 0.29%만이 공매도 포지션을 취함을 발견하였으며, 또한 이들은 개인투자자들은 낙관적 기대심리 기간에 보다 활발하게 거래함을 발견하였다. Karlsson et al.(2005), 그리고 Yuan(2008) 등은 개인투자자들은 유의적으로 더 그들의 포토폴리오를 점검하고 시장 활황기 기간에 더 많은 거래를 함을 발견하였다. 따라서 감정 투자자의 영향력은 투자심리가 낮은 시점보다 높은 시점에 더 큰 영향력을 미칠 것으로 예상된다.

전문 투자자에 비해 감정 투자자들은 경험과 지식이 부족하여 위험에 대해 잘못 평가할 가능성이 있다. 이러한 위험에 대한 오류로 인하여 감정 투자자들이 더 많은 주식을 매수할 때 위험-수익 관계는 약하게 될 것이며, 주식가격에 더 큰 영향을 미칠 것으로 예상된다. 그리고 개인투자자들의 공매 주저로 인하여 낙관적 기대심리가 높은 시점에 개인투자자들은 주식을 보다 더 매수하므로, 주식시장에 더 강한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 따라서 낙관적 기대심리가 높은 시점의 위험-수익간 관계는 감정 투자자들로 인해 희석될 것으로 예상된다.

만약 감정 투자자들이 올바르게 분산을 측정하였다 할지라도 인지적 편견(cognitive biases)을 가질 수 있다. 많은 연구들의 검증 결과, 감정 거래를 하기 쉬운 개인투자자들은 인식 편견의 차이를 가지게 된다.(Lewellen et al., 1977; Shefrin and Statman, 1985; Odean, 1998, 1999; Barber and Odean. 2000, 2008; Yuan, 2008 참고) 편향된 감정 거래자들에 의해 위험-수익간의 관계가 약화된다는 것은 위험 보상에 기초하여 투자하는 이성적 인 투자자와는 달리 편향된 감정 거래자들은 그들의 인지적 편견으로 인해 파생된 이득

또는 비용 회피를 위하여 위험 보상을 희생시키므로 발생된다 할 수 있다. Barberis and Huang(2008)는 감정 거래자들은 정(+)으로 치우친 수익률을 갖는 주식을 보유하고자 함으로써 이러한 주식에 대해 낮은 위험 보상을 요구하게 되며 그 결과 위험-수익간의 관계가 약화된다는 것을 발견하였다.

Yu and Yuan(2011)는 1963년부터 2004년까지 미국 주식시장을 대상으로 분석한 결과에서 투자심리가 낮은 시점에서는 수익률과 위험간의 강한 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타 났으며 조건부 분산의 상승은 수익률의 증가를 가져오는 것을 발견한 반면, 투자심리가 높은 시점에서는 유의적인 관계를 발견하지 못하여 투자자의 투자심리가 위험-수익 관계에 영향을 미친다고 주장하였다.

투자심리와 관련된 국내 연구로 정정현, 김수경(2009)는 한국주식시장에서 투자심리의 대용치로 거래량회전율을 사용하여 검증한 결과 투자심리는 주식의 기대수익률과 변동성에 동시에 영향을 미친다고 주장하였다. 감형규, 신용재(2010)의 연구에서는 시장심리와 기업의 재무적 특성이 가치주와 성장주를 이용한 투자성과에 미치는 영향 및 투자성과의 위험 연관성 여부에 대해서 살펴보았다.

# Ⅲ. 자료와 분석방법

### 1. 자료

본 연구에 사용된 자료는 2003년 1월 3일부터 2010년 12월 30일까지 일별 KOSPI, KOSPI50, KOSPI50, KOSPI200, 대형주 지수, 중형주 지수 및 소형주 지수를 이용하였다. 투자심리를 측정하기 위해 기존 연구에서는 다양한 투자심리의 척도를 이용하였다. 투자심리의 척도로 Lee et al.(1991), Swaminathan(1996), Neal and Wheatley(1998) 등은 폐쇄형 펀드의 할인율을 사용하였으며, Baker and Wurgler(2006)는 패쇄형 펀드 할인율, 거래량회전율, IPO기업의 수, IPO 첫 거래일의 수익률, 신규발행주식수, 배당프리미엄등 6개의 시장변수를 이용하여 투자심리를 측정하였다. 그리고 Kumar and Lee(2006)는 미시 거래자료, Brown and Cliff(2004)과 Menkhoff and Rebitzky(2008) 등은 투자자 설문조사 자료, Schmeling(2009)와 Lemmon and Portniagunia(2006) 등은 소비자신뢰지수를 이용하여 투자자 심리를 측정하였다.

본 연구에서는 투자심리의 대용변수로 GFI(Greed and Fear Index)1)를 사용하고, 미래 변

동성에 대한 기대심리지표로 코스피변동성지수(VKOSPI)를 이용한다. GFI는 경기지표, 기업이익지표, 자금흐름지표, 시장지표 등 모두 4개 측면에서 투자심리를 측정하였다. 거시경제의 센티멘트를 반영하는 경기지표에는 경기에 대한 자금시장의 센티멘트를 나타내는 신용센티멘트, 향후 경기에 대한 기업의 센티멘트, 그리고 향후 경기전망에 대한 소비자의센티멘트로 구성된다. 기업의 이익추정에 대한 센티멘트를 반영하는 기업이익지표는 기업가치에 대한 애널리스트들의 평가 변화를 측정하는 애널리스트센티멘트와 기업이익에 대한 주식시장의 민감도를 측정하는 시장센티멘트로 구성된다. 주식시장의 자금흐름을 반영하는 자금흐름지표는 주식형 편드의 자금흐름을 반영하는 fund flow 센티멘트, 주식시장과선물시장간의 자금변화 추이를 반영하는 intermarket 센티멘트와 미수거래 수준으로 과열과 침체를 측정하는 Margin 센티멘트로 구성된다. 그리고 주식시장 자체의 변화를 반영하는 시장지표는 주식 가격 측면의 민감도를 파악하는 가격 센티멘트, 거래량 측면에서의 변화를 추정하는 거래량 센티멘트와 추세를 고려한 기술적 센티멘트로 구성되며, 가격 센트멘트는 수익률과 변동성을, 거래량 센티멘트에는 추정거래량과 가격변화 거래량, 그리고기술적 센티멘트는 이동평균, 시장방향성 및 표준편차를 고려하여 추정된다. GFI는 각각의센티멘트를 산출한 후 가증치를 부여하여 산출된 종합투자심리지표라 할 수 있다.

코스피변동성지수(VKOSPI)²)는 코스피200의 옵션가격을 이용해 옵션 투자자들이 예상하는 주식시장의 미래 변동성을 측정하는 지수이다. 주식시장에서 변동성이 클 것이라고 예상하는 투자자가 많은 경우 지수가 올라간다. VKOSPI가 상승하지 않는 것은 급락에 대한불안감이 줄어들었다는 의미로 투자심리가 견고하다는 뜻이 된다. 변동성 지수는 지수옵션과 관련해 향후 30일간의 변동성에 대한 시장의 기대를 나타내는데, 시장상황에 대한 정보, 수급과 함께 주가에 영향을 미치는 요소 중의 하나인 투자자들의 투자심리를 수치로나타낸다. 예를들어, 코스피변동성지수가 30(%)이라고 하면, 앞으로 한 달간 주가가 30% 등락을 거듭할 것이라고 예상하는 투자자가 많다는 것을 의미한다. 따라서 코스피변동성지수는 지수옵션의 변동성이 커질 것이라는 기대심리가 높아질수록 올라간다. 코스피변동성

<sup>1)</sup> GFI는 우리투자증권(주)로부터 입수하였다.

<sup>2)</sup> 코스피변동성지수는 옵션가격을 이용하여 코스피200 옵션시장 투자자들이 예상하는 미래(30일 만기) 코스피지수의 변동성을 나타낸 지수로서 시황 및 투자판단지표로 활용되며, 선물·옵션 파생 상품으로 거래될 경우 시장위험을 헤지할 수 있는 수단으로 활용된다. 이 수치는 미국 시카고옵션거래소(CBOE)가 S&P 500 지수옵션을 토대로 발표하는 변동성지수(VIX)와 유사한 개념으로, 한국거래소(KRX)가 2009년 4월 13일부터 국내 주식시장에 맞게 고안해 낸 아시아 국가 최초의 변동성지수이다. 주가가 급락할 때 변동성지수는 급등하는 역상관관계를 보였기 때문에 '공포지수 (Fear Index)'라고도 불리며, 시황 변동의 위험을 감지하는 중요한 투자지표로 활용되고 있다.

지수는 보통 20~30이 평균 수준이고, 40 이상 50에 근접하면 바닥권 진입의 징조로 해석 돼 주가 반등이 이루어진다.<sup>3)</sup> 본 연구에서는 코스피변동성지수의 평균인 25.9를 기준으로 그 이하이면 투자심리가 견고한 미래 변동성이 낮을 것으로 기대하는 시점으로, 그 이상이 면 투자심리가 불안정한 미래 변동성이 높을 것으로 기대하는 시점으로 구분하여 분석하였다.

#### 2. 연구방법론

본 연구에서 변동성의 측정은 다음의 3가지 방법을 통하여 추정하였다. 먼저, 과거 20일 동안의 각 지수별 수익률 자료를 이용하여 일별 분산을 추정하였다. 그리고 조건부 이분산 모형인 GARCH류 모형을 이용하여 변동성을 추정하였다. 일반적으로 시계열자료에 대한 회귀모형은 오차상의 분산은 시간에 따라 일정하다는 동분산을 가정하고 있다. 그러나 주식수익률의 분산은 시간에 따라 변동될 가능성이 높다. 따라서 주식수익률의 변동성은 과거의 정보가 미래의 움직임에 영향을 주는 조건부 이분산이 보다 적합할 수 있다. 이를 반영하기 위해 Engle(1982)는 ARCH모형을 도입하였으며, Bollerslev(1986)는 ARCH 모형의 모수제약을 일반화한 GARCH모형을 소개하였다. 아래 식 (1)과 같이 GARCH 모형은 조건부분산이 과거의 잔차 뿐만 아니라 조건부분산의 과거치와도 선형관계를 가진다고 가정한모형이다. 일반적으로 많이 사용되는 GARCH(1.1) 모형은 다음과 같다.

$$Var_t(R_{t+1}) = \omega + \alpha \epsilon_t^2 + \beta Var_t(R_t)$$
 (1) 
$$Var_t(R_{t+1}) : t+1$$
기의 조건부 분산 
$$\epsilon_t : t$$
기의 잔차항

한편, Glosten et al.(1993) 등은 식 (2)와 같이 비대칭적 변동성 현상을 고려한 비대칭적 변동성 모형인 TGARCH 모형을 소개하였다.

$$Var_{t}(R_{t+1}) = \omega + \alpha_{1}\epsilon_{t}^{2} + \gamma I_{t}\epsilon_{t}^{2} + \beta Var_{t}(R_{t})$$

$$I_{t}: 더 미 변수(i f \epsilon_{t} < 0) 면 1, o/w: 0)$$

$$(2)$$

<sup>3)</sup> 이상원(2010) 연구 참고

Engle et al.(1987) 등에 의해 소개된 GARCH-M 모형은 주식수익률의 조건부 평균과 조건부 분산을 동시에 고려하므로 위험과 수익간의 관계 분석에 유용하다. 본 연구에서는 GARCH(1.1)-M 모형 및 TGARCH(1.1)-M 모형을 이용하여 위험-수익 상충관계를 분석하고 자 한다. 본 연구에서 사용하는 모형은 다음과 같다.

$$R_{t+1} = a + b \, Var_t(R_{t+1}) + \epsilon_{t+1} \tag{3}$$

여기에서  $R_{t+1}$ 은 수익률을  $Var_t$ 는 분산을 나타내며, 위험-수익 상충관계가 성립한다면, 변동성의 추정계수(b)는 유의적인 양(+)의 값으로 예상된다.

다음으로 투자심리가 위험-수익 관계에 미치는 영향을 검증하기 위해 식 (4)를 이용하여 분석하고 한다.

$$R_{t+1} = a_1 + b_1 Var_t(R_{t+1}) + b_2 D_t + b_3 D_t Var_t(R_{t+1}) + \epsilon_{t+1}$$

$$\tag{4}$$

여기에서 D<sub>t</sub>는 투자심리를 나타내는 더미변수로 본 연구에서는 투자심리의 대용치로 GFI와 코스피변동성지수를 사용하였다. GFI의 경우에는 GFI가 0보다 큰 날을 투자심리가 높은 시점으로 구분하여 분석하였으며, 코스피변동성지수의 경우에는 25.9 이하이면 미래 변동성이 낮을 것으로 기대하는 시점으로 구분하여 분석하였다. 식 (4)에서는 식 (3)에 투자심리를 추가하여 투자심리를 통제한 후 위험-수익 상충관계를 변동성의 추정계수(b<sub>1</sub>)를 통하여 추정하고자 한다. 그리고 투자심리가 주식수익률에 미치는 영향을 더미변수의 추정계수(b<sub>2</sub>)를 통하여 검증하고자 하며, 투자심리와 변동성간의 상호작용항인 추정계수(b<sub>3</sub>)를 통하여 투자심리가 위험-수익 상충관계에 미치는 영향을 검증하고자 한다.

추가로 변동성의 예측하지 못한 변화가 위험-수익 관계에 미치는 영향을 분석하기 위하여 아래 식 (5)를 이용하여 분석하였다.

$$R_{t+1} = a_1 + b_1 Var_t(R_{t+1}) + c_1 Var(R_{t+1})^u + b_2 D_t + b_3 D_t Var_t(R_{t+1}) + c_2 D_t Var(R_{t+1})^u + \epsilon_{t+1}$$
(5)

위 식에서  $Var(R_{t+1})$ "는 예상하지 못한 변동성으로 당일의 변동성에서 전일의 변동성을 차감하여 산출하였다. 따라서  $Var(R_{t+1})$ "의 추정계수(c1)을 통하여 예상치 못한 변동성이 주

식수익률에 미치는 영향에 대해 검증하며, 투자심리와  $Var(R_{t+1})$ "간의 상호작용항의 추정계수(c2)를 통하여 투자심리가 높은 시점에서 예상치 못한 변동성의 영향에 대해 검증하고자한다.

## Ⅳ. 실증분석 결과

지수별 기초통계량이 <표 1>에 제시되어 있다. 전체기간을 대상으로 분석한 기초통계량이 패널 A에 제시되어 있다. 각 지수별 수익률의 평균은 0.055%에서 0.072%로 나타났으며, 기업규모에 따른 수익률은 큰 차이를 보이지 않았다. 분산의 경우에는 대부분의 지수에서 0.024에서 0.027로 나타났으며 소형주 지수의 경우에는 0.016으로 나타나 소형주 지수의 분산이 더 낮은 것으로 나타났다. 첨도의 경우 소형주 지수에서 가장 높은 값을 보였으며, 왜도의 경우에서도 소형주 지수의 경우 다른 지수에 비해 더 큰 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 수익률의 분포가 더 큰 비대칭성을 보이고 있다.

패널 B와 C에서는 GFI 기준으로 투자심리가 높은 시점과 낮은 시점으로 구분한 결과를 제시하고 있다. 투자심리가 높은 시점의 수익률의 평균은 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타 났으며 투자심리가 낮은 시점의 수익률의 평균은 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 투자심리에 따라 수익률이 차이가 있음을 알 수 있다. 분산의 경우에는 투자심리가 높은 시점에 비해 낮은 시점의 분산이 2배 정도 더 큰 것으로 나타나 투자심리가 낮은 시점일 때 수익률의 변동성이 더 큰 것을 알 수 있다. 첨도의 경우에는 소형주지수와 KOSPI50지수를 제외하고는 대부분의 지수에서 투자심리가 높은 시점보다 낮은 시점에 더 큰 값을 갖는 것으로 나타났으며, 왜도의 경우에도 KOSPI50을 제외하고는 대체로 투자심리가 높은 시점의 왜도가 낮은 시점에 비해 더 큰 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다.

<표 1>의 패널 D와 E는 코스피변동성지수를 기준으로 분류한 결과이다. 패널 D는 미래 변동성이 낮을 것으로 기대하는 시점에 대한 분석 결과이며, 패널 E는 미래 변동성이 높을 것으로 기대하는 시점에 대한 분석 결과이다. 수익률의 평균을 살펴보면, 패널 D의 경우에서는 양(+)의 값을 갖는 반면, 패널 E의 경우에는 수익률의 평균이 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 따라서 미래 변동성이 낮을 것으로 예상하는 투자심리가 견고한 시점에서는 정(+)의 수익률을 보인 반면, 미래 변동성이 높을 것으로 예상하는 투자심리가 불안정한 시점에서는 부(-)의 수익률을 갖는 것으로 나타났다. 그리고 지수별로 수익률의 큰 차이는 나타나지 않았다. 분산의 경우 패널 D에서는 0.009에서 0.012의 값을 갖는 반면 패널 E에서는 0.031에서 0.050의 값을 갖는 것으로 나타나 미래 변동성이 높을 것으로 기대하는 시점의 변동성이 더 큰 것을 알 수 있다. 첨도의 경우에서는 소형주 지수와 KOSPI50지수를 제외하고는 패널 D의 값보다 패널 E의 값이 더 큰 것으로 나타났으며, 왜도의 경우에서는 KOSPI50지수를 제외하고는 패널 D가 패널 E에 비해 더 큰 음(-)의 왜도의 값을 갖는 것으로 나타나 변동성이 낮을 것으로 기대하는 시점의 수익률이 더 큰 비대칭 분포를 갖는 것을 알 수 있다.

<표 1> 기초통계량

패널 A: 전	체기간									
구 분	KOSPI	large	mid	small	50	100	200			
평균(×100)	0.060	0.060	0.072	0.066	0.055	0.061	0.061			
분산(×100)	0.024	0.025	0.024	0.016	0.027	0.025	0.025			
첨도	5.930	5.463	8.024	11.448	7.376	5.125	5.246			
왜도	-0.514	-0.434	-0.979	-1.532	-0.197	-0.389	-0.413			
패널 B: GF기	준 - 투자심	리가 높은 /	시점							
	KOSPI	large	mid	small	50	100	200			
평균(×100)	0.132	0.135	0.130	0.121	0.129	0.136	0.135			
분산(×100)	0.015	0.016	0.017	0.012	0.019	0.016	0.016			
첨도	2.133	1.536	6.606	10.819	11.357	1.411	1.570			
왜도	-0.527	-0.460	-0.961	-1.481	-0.008	-0.457	-0.469			
패널 C: GF기	패널 C: GF기준 - 투자심리가 낮은 시점									
	KOSPI	large	mid	small	50	100	200			
평균(×100)	-0.034	-0.036	-0.004	-0.006	-0.040	-0.035	-0.034			
분산(×100)	0.034	0.037	0.033	0.021	0.037	0.036	0.036			
첨도	5.255	4.894	7.004	10.280	4.633	4.672	4.752			
왜도	-0.386	-0.306	-0.874	-1.447	-0.201	-0.250	-0.277			
패널 D: VK기	준 - 미래 1	변동성이 낮	을 것으로 기	]대하는 시점						
	KOSPI	large	mid	small	50	100	200			
평균(×100)	0.127	0.128	0.145	0.128	0.120	0.127	0.128			
분산(×100)	0.011	0.012	0.012	0.009	0.015	0.012	0.012			
첨도	0.941	0.823	2.570	9.041	15.495	0.799	0.832			
왜도	-0.341	-0.287	-0.793	-1.559	0.201	-0.293	-0.306			
패널 E: VK기	준 - 미래 1	변동성이 높	을 것으로 기	대하는 시점						
	KOSPI	large	mid	small	50	100	200			
평균(×100)	-0.071	-0.070	-0.069	-0.054	-0.070	-0.066	-0.067			
분산(×100)	0.047	0.049	0.046	0.031	0.050	0.049	0.049			
첨도	3.065	2.829	4.543	6.824	2.636	2.648	2.698			
왜도	-0.320	-0.257	-0.704	-1.136	-0.170	-0.213	-0.232			

위험-수익의 상충관계를 식 (3)과 식 (4)를 이용하여 분석하였다. 먼저, GFI를 기준으로 투자심리가 높은 시점과 낮은 시점으로 구분하여 과거 20일 동안의 수익률의 일별 분산을 이용하여 분석한 결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 투자심리를 고려하지 않는 모형의 결과에서는 모든 지수에서 분산의 추정계수(b)의 값이 비유의적인 음(-)의 값을 갖는 것으로나타나 위험-수익 상충관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 반면, 투자심리를 고려한모형의 경우는 소형주 지수를 제외한모든 지수에서 분산의 추정계수(b1)의 값이 비유의적인양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 투자심리가 위험-수익 상충관계에 다소 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 그리고 투자심리의 추정계수(b2)의 값이모든 지수에서양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 즉, 투자심리가 높은 시점에 주식수익률은 상승하는 것으로 나타나 투자심리가 주식수익률에 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 그리고 투자심리와 변동성간의 상호작용항의 추정계수(b3) 값이 비유의적이지만음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다.따라서 투자심리가 높은 시점의 거래가 위험-수익 상충관계를 희석시킬 것이라는 예상과일치하고 있다. 지수별 추정계수(b3)를 비교해보면, 시가총액이 낮은 기업으로 구성된 지수의 추정계수의 값이 더 큰음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 기업 규모가 낮은 기업의경우 투자심리가 높은 시점에 위험-수익 상충관계를 더 희석하고 있음을 알 수 있다.

<표 2> 일별수익률의 분산을 이용한 모형의 분석 결과-GFI 기준

구 분	$a(a_1)$	b(b <sub>1</sub> )	$b_2$	$b_3$	$\mathbb{R}^2$
KOSPI	0.001	-0.733			0.000
NOSFI	-0.001	0.161	0.002	-0.693	0.002
KOSPI50	0.000	-0.519			0.000
KOSF130	-0.001	0.173	0.002*	-0.015	0.002
KOSPI100	0.001	-0.666			0.000
KOSF1100	-0.001	0.202	0.002*	-0.383	0.002
KOSPI200	0.001	-0.965			0.000
KUSP1200	-0.001	0.185	0.002*	-0.445	0.002
대형주 지수	0.001	-0.625			0.000
내용구 시구	-0.001	0.215	0.002*	-0.393	0.002
ス청ス 키스	0.001	-0.681			0.000
중형주 지수	-0.001	0.042	0.002**	-2.104	0.003
, 처즈 키스	0.000	-1.046			0.001
소형주 지수	0.000	-0.379	0.002**	-3.242	0.002

 $R_{t+1} = a + b \operatorname{Var}_t(R_{t+1}) + \epsilon_{t+1}$ 

 $R_{t+1} = a_1 + b_1 Var_t(R_{t+1}) + a_2 D_t + b_2 D_t \times Var_t(R_{t+1}) + \epsilon_{t+1}$ 

D는 GFI를 기준으로 구분한 더미변수로 투자심리가 높은 시점이면 1, 그렇치 않으면 0

 $Var_{t}(R_{t+1})$ 는 과거 20일 동안의 일별수익률의 분산

\* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p< 0.01

12

다음 <표 3>에서는 코스피변동성지수를 이용하여 미래 변동성이 높을 것으로 예상하는 시점과 미래 변동성이 낮을 것으로 예상하는 시점으로 구분하여 일별 분산을 이용하여 분석한 결과를 제시하고 있다. 분석 결과를 살펴보면, 미래 변동성에 대한 기대의 투자심리를 고려한 결과에서는 모든 지수에서 분산의 추정계수(b1)의 값이 비유의적인 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 위험-수익 상충관계가 부분적으로 성립함을 알 수 있다. 그리고 추정계수(b2)의 값이 모든 지수에서 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 따라서 미래 변동성이 낮을 것으로 예상하는 시점인 경우 주식수익률에 정(+)의 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 그리고 미래 변동성에 대한 기대와 변동성간의 상호작용항의 추정계수(b3) 값을 살펴보면, KOSPI, KOSPI50, KOSPI100, KOSPI200 및 대형주 지수의 경우에는 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타난 반면, 중형주 지수와 소형주 지수의 경우에는 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타난 지수별로 차이를 보였다.

구 분	$a_1$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$\mathbb{R}^2$
KOSPI	-0.001	0.616	0.002	3.601	0.003
KOSPI50	-0.001	0.402	0.002*	0.247	0.002
KOSPI100	-0.001	0.566	0.002	3.011	0.002
KOSPI200	-0.001	0.594	0.002	3.047	0.002
대형주 지수	-0.001	0.564	0.002	3.877	0.002
중형주 지수	-0.001	0.725	0.003***	-2.016	0.003
소형주 지수	-0.001	0.066	0.002***	-2.778	0.003

<표 3> 일별수익률의 분산을 이용한 모형의 분석 결과-VK 기준

D는 VKOSPI를 기준으로 구분한 더미변수로 미래 변동성이 낮을 것으로 예상하는 시점 이면 1, 그렇지 않으면 0

 $Var_t(R_{t+1})$ 는 과거 20일 동안의 일별수익률의 분산

< 표 4>에서는 GARCH 모형을 이용하여 변동성을 추정하여 GFI지수를 기준으로 투자심리가 높은 시점과 낮은 시점으로 구분하여 분석한 결과가 제시되어 있다. 투자심리를 고려하지 않는 식 (3)을 이용하여 분석한 결과 변동성의 추정계수(b)의 값이 비유의적인 값으로 나타나 위험-수익 상충관계는 성립하지 않는 것으로 나타났다. 반면, 투자심리를 고려한 식 (4)를 이용하여 분석한 결과에서는 대부분의 지수에서 변동성의 추정계수(b1)가 유의

 $R_{t+1} = a_1 + b_1 Var_t(R_{t+1}) + a_2 D_t + b_2 D_t \times Var_t(R_{t+1}) + \epsilon_{t+1}$ 

<sup>\*</sup> p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p< 0.01

적인 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 위험과 수익간에는 정(+)의 관계가 성립한다고 할수 있다. 따라서 투자심리가 위험—수익 상충관계에 영향을 미치고 있음을 알수 있다. 투자심리의 추정계수( $b_2$ )의 경우 모든 지수에서 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 투자심리가 주식수익률에 영향을 미치고 있음을 알수 있다. 그리고 투자심리와 변동성간의 상호작용 항의 추정계수( $b_3$ )는 GFI를 이용하여 분석한 결과에서는 소형주 지수를 제외하고는 모든 지수에서 비유의적인 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 따라서 투자심리가 높은 시점의 영향으로 위험—수익관계를 희석할 것이라는 예상과 부분적으로 일치하고 있다. GARCH 모형의 추정계수들( $\omega$ , $\alpha$  및  $\beta$ )의 경우에서는 모든 지수에서 유의적인 값을 갖는 것으로 나타났다.

<표 4> GARCH(1.1)-M 모형을 이용한 모형의 분석 결과-GFI 기준

구 분	a(a <sub>1</sub> )	b(b <sub>1</sub> )	$b_2$	b <sub>3</sub>	ω	α	β
KOSPI	0.001**	3.428			0.000***	0.135***	0.866***
KOSFI	0.001	4.588**	0.002**	-1.430	0.000***	0.129***	0.872***
KOSPI50	0.001**	-0.674			0.000***	0.082***	0.906***
	0.000	0.305	0.001	-1.797	0.000***	0.082***	0.905***
KOSPI100	0.001***	-0.463			0.000***	0.074***	0.922***
	0.000	0.244	0.001	-0.623	0.000***	0.073***	0.922***
KOSPI200	0.001***	-0.451			0.000***	0.078***	0.917***
	0.000	3.796**	0.001*	-0.480	0.000***	0.131***	0.868***
대형주 지수	0.001***	-0.432			0.000***	0.077***	0.919***
대성구 시구 	0.000	0.251	0.001	-0.438	0.000***	0.076***	0.920***
ス청ス 키스	0.001*	2.501			0.000***	0.098***	0.886***
중형주 지수	0.000	3.574*	0.001	-0.086	0.000***	0.100***	0.882***
	0.001***	0.279			0.000***	0.213***	0.802***
소형주 지수	0.001***	-0.370	0.000	2.552	0.000***	0.213***	0.802***

 $R_{t+1} = a + bVar_t(R_{t+1}) + \epsilon_{t+1}$ 

 $R_{t+1} = a_1 + b_1 Var_t(R_{t+1}) + a_2 D_t + b_2 D_t \times Var_t(R_{t+1}) + \epsilon_{t+1}$ 

 $Var_t(R_{t+1}) = \omega + \alpha \epsilon_t^2 + \beta Var_{t-1}(R_t)$ 

D는 GFI를 기준으로 구분한 더미변수로 투자심리가 높은 시점이면 1, 그렇치 않으면 0

( )안은 p-value를 나타내며, \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p< 0.01

<표 5>에서는 GARCH 모형을 이용하여 변동성을 추정하여 코스피 변동성 지수를 이용하여 미래 변동성에 대한 기대 심리를 구분하여 분석한 결과가 제시되어 있다. 분석 결과

를 살펴보면, 변동성의 추정계수(b<sub>1</sub>)의 값이 대부분의 지수에서 유의적인 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 따라서 미래 변동성의 기대에 대한 투자심리를 고려한 경우 위험-수익 상충관계가 성립되고 있음을 알 수 있다. 더미변수의 추정계수(b<sub>2</sub>)의 경우에서는 대부분의 지수에서 양(+)으로 유의적인 값을 갖는 것으로 나타나 미래 변동성이 낮을 것으로 예상하는 경우에는 주식수익률에 정(+)의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 그리고 상호작용항의 추정계수(b<sub>3</sub>)의 값을 살펴보면 KOSPI, KOSPI100, KOSPI200 및 대형주 지수에서는양(+)의 값을 갖는 것으로 나타난 반면, KOSPI50, 중형주 지수 및 소형주 지수에서는음(-)의 값을 갖는 것으로 나타난 지수별로 차이를 보였다.

구 분  $a(a_1)$  $b(b_1)$  $b_2$  $b_3$ (1) α ß **KOSPI** -0.002\*\*5.725\*0.901\*\*\* 0.003\*\*4.559 0.000\*\*\*0.108\*\*\*KOSPI50 -0.002\*\* $5.459^*$ 0.004\*\*-4.963 $0.000^{***}$  $0.082^{***}$  $0.891^{***}$ KOSPI100 0.000\*\*\* $0.918^{***}$ -0.002\*\*4.618 0.002 6.824  $0.069^{***}$ KOSPI200  $-0.002^*$ 4.958\* $0.002^*$ 4.311 0.000\*\*\* 0.077\*\*\* 0.909\*\*\* 대형주 지수 -0.002\*\* $0.002^*$ 5.527 0.000\*\*\*0.078\*\*\*  $0.909^{***}$  $5.118^*$ 중형주 지수 -0.002\*\*\*5.175\*\* 0.004 -0.6950.000\*\*\*0.111\*\*\*  $0.860^{***}$ 8.118\*\*\* 소형주 지수 -0.002\*\*\*0.004\*\*\*-4.8760.000\*\*\*0.253\*\*\*  $0.714^{***}$ 

<표 5> GARCH(1.1)-M 모형을 이용한 모형의 분석 결과-VK 기준

D는 VKOSPI를 기준으로 구분한 더미변수로 미래 변동성이 낮을 것으로 예상하는 시점이면 1, 그렇치 않으면 0

( )안은 p-value를 나타내며, \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p< 0.01

<표 6>에서는 비대칭성 변동성 현상을 고려한 TGARCH 모형을 이용하여 변동성을 추정하여 GFI를 기준으로 시점별로 구분하여 분석한 결과를 나타내었다. 투자심리를 고려하지않은 모형 3의 결과를 살펴보면, 모든 지수에서 변동성의 추정계수(b)가 비유의적인 값을 갖는 것으로 나타나 위험-수익 상충관계는 성립하지 않는 것으로 나타났다. 반면, 투자심리를 고려한 모형 4의 결과를 살펴보면, KOSPI, KOPSI50, KOSPI100, KOSPI200 및 대형주지수에서는 변동성의 추정계수(b1)가 모형 3의 결과에 비해 더 큰 양의 값을 갖는 것으로나타나 위험-수익 상충관계가 보다 성립되고 있음을 알 수 있다. 투자심리의 추정계수(b2)

 $<sup>\</sup>begin{split} R_{t+1} &= a_1 + b_1 Var_t(R_{t+1}) + a_2 D_t + b_2 D_t \times Var_t(R_{t+1}) + \epsilon_{t+1} \\ Var_t(R_{t+1}) &= \omega + \alpha \epsilon_t^2 + \beta Var_{t-1}(R_t) \end{split}$ 

를 살펴보면, 모든 모형에서 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났으며 KOSPI50의 경우에는 유의적인 양(+)의 값으로 나타나 투자심리가 주식수익률에 부분적으로 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 투자심리와 변동성간의 상호작용항의 추정계수(b<sub>3</sub>)를 살펴보면 대부분의 지수에서 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났으며, KOSPI50지수의 경우에는 유의적인 음(-)의 값으로 나타났다. 따라서 투자심리가 높은 시점에는 위험-수익 상충관계가 약화되고 있음을 알 수 있다.

<표 6> TGARCH(1.1)-M 모형을 이용한 모형의 분석 결과-GFI 기종	< 張 6>	TGARCH(1.	1)-M 모형을	을 이용한 모형의	분석	결과-GFI	기급
--	--------	-----------	----------	-----------	----	--------	----

구 분	a(a <sub>1</sub> )	b(b <sub>1</sub> )	$b_2$	$b_3$	ω	α	$\mathfrak{a}_2$	β
KOSPI	0.001**	0.461			0.000***	0.008	0.148***	0.883***
KOSFI	0.000	1.039	0.001	-1.810	0.000***	0.002	0.147***	0.891***
KOSPI50	0.001	0.081			0.000***	0.042***	0.151***	0.818***
KOSF130	-0.001	3.464	0.005***	-15.178***	0.000***	0.046***	0.169***	0.790***
KOSPI100	0.001	-0.985			0.000***	-0.003	0.130***	0.911***
KOSFIIOO	0.000	1.372	0.001	-0.994	0.000***	0.005	0.127***	0.903***
KOSPI200	0.001	-1.068			0.000***	-0.005	0.135***	0.909***
KOSF1200	0.000	-0.717	0.001	1.588	$0.000^{***}$	0.001	0.127***	0.908***
대형주 지수	0.001	0.433			$0.000^{***}$	0.004	0.134***	0.897***
대영구 시구	0.000	1.383	0.001	-1.077	0.000***	0.004	0.132***	0.900***
중형주 지수	0.001	-0.682			0.000***	0.055***	0.134***	0.825***
	0.001*	-2.122	0.000	2.645	$0.000^{***}$	$0.049^{***}$	0.140***	0.837***
소형주 지수	0.001***	-0.488			0.000***	0.213***	0.162***	0.672***
エッア ハア	0.001***	-1.775	0.000	2.547	0.000***	0.213***	0.164***	0.671***

 $R_{t+\,1} = a + b\, Var_{\,t}(R_{t+\,1}) + \epsilon_{t\,+\,1}$ 

 $R_{t+1} = a_1 + b_1 Var_t(R_{t+1}) + a_2 D_t + b_2 D_t \times Var_t(R_{t+1}) + \epsilon_{t+1}$ 

 $Var_t(R_{t+1}) = \omega + \alpha \epsilon_t^2 + \alpha_2 I_t \epsilon_t^2 + \beta \operatorname{Var}_{t-1}(R_t)$ 

D는 GFI를 기준으로 구분한 더미변수로 투자심리가 높은 시점이면 1, 그렇치 않으면 0

( )안은 p-value를 나타내며, \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p< 0.01

< 표 7>에서는 TGARCH 모형을 이용하여 변동성을 추정하여 코스피 변동성 지수를 기준으로 시점을 구분하여 분석한 결과가 제시되어 있다. 변동성의 추정계수(b1)을 살펴보면, 모든 지수에서 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 위험-수익 상충관계가 성립하고 있음을 알 수 있다. 더미변수의 추정계수(b2)의 경우에서도 모든 지수에서 유의적인 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 미래 변동성이 낮을 것이라는 심리는 주식수익률에 정(+)의 영향을 미치고 있는 것을 알 수 있다. 상호작용항의 추정계수(b3)의 경우에서는 모든 지수에서 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 따라서 투자심리가 높은 시점의 변동성이 수익률에 음(-)

의 영향을 미치는 것을 알 수 있어, 투자심리가 위험-수익 상충관계를 희석시킬 것이라는 예상과 일치하고 있다.

구 분	a(a <sub>1</sub> )	b(b <sub>1</sub> )	$b_2$	b <sub>3</sub>	ω	α	$\mathfrak{a}_2$	β
KOSPI	-0.001	3.019	0.002**	-4.118	0.000***	0.011	0.139***	0.887***
KOSPI50	-0.002***	6.022**	0.005***	-11.961*	0.000***	0.052***	0.179***	0.760***
KOSPI100	-0.002*	3.822	0.002**	-1.862	0.000***	0.018	0.109***	0.901***
KOSPI200	-0.001	1.746	0.002**	-0.747	0.000***	0.009	0.120***	0.906***
대형주 지수	-0.001	3.117	0.002*	-0.715	0.000***	0.014	0.119***	0.899***
중형주 지스	-0.001**	3.290	0.003***	-7.771	0.000***	0.068***	0.114***	0.830***

-3.135

0.000\*\*\*

0.220\*\*\*

0.137\*\*\*

0.685\*\*\*

<표 7> TGARCH(1.1)-M 모형을 이용한 모형의 분석 결과-VK 기준

 $R_{t+1} = a_1 + b_1 Var_t(R_{t+1}) + a_2 D_t + b_2 D_t \times Var_t(R_{t+1}) + \epsilon_{t+1}$ 

2.809

-0.001\*\*

지수 소형주

지수

D는 VKOSPI를 기준으로 구분한 더미변수로 미래 변동성이 낮을 것으로 예상하는 시점이면 1, 그렇 치 않으면 0

( )안은 p-value를 나타내며, \* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p< 0.01

0.003\*\*\*

다음 <표 8>에서는 식 (5)를 이용하여 예상치 못한 변동성의 충격이 위험-수익 관계에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 패널 A에서는 일별 분산, 패널 B에서는 GRACH 모형을 이용하여 변동성을 추정, 그리고 패널 C에서는 TGARCH 모형을 이용하여 변동성을 추정 하여 GFI기준으로 투자심리 시점을 구분하여 분석하였다.4) 분석 결과, 예상치 못한 변동성 의 추정계수(c1)의 값이 대부분의 지수에서 비유의적인 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 예상치 못한 변동성의 증가는 수익률에 유의적인 영향을 미치지 않는 것을 알 수 있다. 일 별 분산을 이용하여 분석한 경우 소형주 지수에는 예상치 못한 변동성의 추정계수(c<sub>l</sub>)의 값이 유의적인 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 따라서 소형주 지수의 경우 예상치 못 한 변동성의 증가는 수익률에 유의적인 부(-)의 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 투자심리 와 예상치 못한 변동성의 충격간의 상호작용항의 추정계수(c2)는 모든 지수에서 음(-)의 값 을 갖는 것으로 나타났다. 투자심리가 높은 시점에서 예상치 못한 변동성의 증가는 수익률 에 부(-)의 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

 $Var_t(R_{t+1}) = \omega + \alpha \epsilon_t^2 + \alpha_2 I_t \epsilon_t^2 + \beta Var_{t-1}(R_t)$ 

<sup>4)</sup> 코스피 변동성지수를 기준으로 분석한 결과에서도 대동소이한 결과가 나타났다.

<표 8> 예상치 못한 변동성의 충격을 포함한 모형의 분석 결과

패널 A: 일별 분산									
구 분	a <sub>1</sub>	$b_1$	$c_1$	$b_2$	$b_3$	$c_2$			
KOSPI	-0.0003	-0.2711	4.2203	0.0012	2.6711	-97.61***			
KOSPI50	-0.0002	-0.4611	13.0473	0.0014	1.1323	-26.16***			
KOSPI100	-0.0002	-0.3542	10.6108	0.0012	2.6828	-102.3***			
KOSPI200	-0.0002	-0.3375	9.1472	0.0012	2.6550	-98.70***			
대형주 지수	-0.0003	-0.2862	8.1311	0.0012	2.7227	-97.75***			
중형주 지수	-0.0001	0.0308	-7.5366	0.0013	0.6780	-82.01***			
소형주 지수	0.0000	-0.6467	-36.83***	0.0010	2.9702	-78.82***			
패널 B: GAR	CH								
KOSPI	0.001	-0.326	17.926	0.000	6.177	-9.243			
KOSPI50	0.001	-0.740	19.607	0.001	2.355	-49.86**			
KOSPI100	0.001	-0.608	23.433	0.000	5.817	-10.389			
KOSPI200	0.001	-0.658	20.864	0.000	5.979	-8.920			
대형주 지수	0.001	-0.589	5.935	0.000	7.866	-15.83			
중형주 지수	0.001	-0.316	6.565	-0.001	7.441	-8.306			
소형주 지수	0.001	-0.379	-0.774	0.000	5.899	-8.150			
패널 C: TGA	RCH모형								
KOSPI	0.000	0.352	15.788	0.001	1.340	-3.152			
KOSPI50	-0.001	2.745	10.294	0.002	-4.998	-55.5***			
KOSPI100	0.000	0.757	23.233	0.001	0.074	-8.086			
KOSPI200	0.000	0.665	19.683	0.001	0.743	-4.890			
대형주 지수	0.000	1.348	1.883	0.001	-0.923	-7.228			
중형주 지수	0.001**	-3.915	7.542	-0.001	9.934*	-4.836			
소형주 지수	0.001***	-3.449	1.175	-0.001	7.879	-9.406			

$$\begin{split} R_{t+1} &= a_1 + b_1 Var_t(R_{t+1}) + c_1 Var(R_{t+1})^u + a_2 D_t + b_2 D_t Var_t(R_{t+1}) + c_2 D_t Var(R_{t+1})^u + \epsilon_{t+1} \\ \text{D는 GFI를 기준으로 구분한 더미변수로 투자심리가 높은 시점이면 1, 그렇지 않으면 0} \end{split}$$

\* p < 0.10, \*\* p < 0.05, \*\*\* p< 0.01

# Ⅴ. 결 론

본 연구에서는 우리나라 시장을 대상으로 투자자의 투자심리가 위험-수익 관계에 영향을 미치는지 검증하기 위해 2003년 1월 3일부터 2010년 12월 30일까지 KOSPI, KOSPI50, KOSPI100, KOSPI200, 대형주 지수, 중형주 지수 및 소형주 지수를 이용하여 분석하였다.

투자심리의 대용치로 GFI와 코스피변동성지수(VKOSPI)를 이용하였다. 본 연구를 위해 변동성의 측정은 3가지 방법을 통하여 추정하였다. 먼저, 과거 20일 동안의 각 지수별 수익률 자료를 이용하여 추정한 일별 분산, 조건부 이분산을 고려한 GARCH 모형 그리고 비대 청적 변동성을 고려한 TGARCH 모형을 이용하였다.

본 연구의 분석 결과는 다음과 같다. 기초통계량을 살펴보면, 투자심리가 높은 시점은 양(+)의 수익률을 투자심리가 낮은 시점에서는 음(-)의 수익률로 나타났으며, 투자심리가 낮은 시점의 분산이 더 큰 것으로 나타났다.

위험-수익 상충관계를 분석한 결과는 다음과 같다. 투자심리를 고려하지 않는 모형의 경우는 모든 지수에서 분산의 추정계수(b)의 값이 비유의적인 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 위험-수익 상충관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 반면, 투자심리를 고려한 모형을 이용하여 분석한 결과는 대부분의 지수에서 분산의 추정계수(b1)의 값이 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 투자심리가 위험-수익 상충관계에 다소 영향을 미치고 있음을 알수 있다. 그리고 투자심리의 추정계수(b2)의 값이 모든 지수에서 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 투자심리가 주식수익률에 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 투자심리와 변동성간의 상호작용항의 추정계수(b2) 값이 예상과 일치하게 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 투자심리가 높은 시점에 투자심리가 위험-수익 상충관계에 더 큰 영향을 미칠 것이라는 예상과 일치하고 있다.

예상치 못한 변동성의 충격에 대한 분석 결과에서는 예상치 못한 변동성의 추정계수 $(c_1)$ 의 값이 대부분의 지수에서 비유의적인 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타난 반면, 투자심리와 예상치 못한 변동성의 충격간의 상호작용항의 추정계수 $(c_2)$ 는 모든 지수에서 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 투자심리가 높은 시점에서 예상치 못한 변동성의 증가는 수익률에부(-)의 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

본 연구는 투자자 심리를 이용하여 위험-수익의 상충관계를 검증한 연구로 의의를 가진다. 그러나 본 연구는 투자심리의 대용변수로 GFI 및 코스피변동성지수를 사용하였으므로투자심리의 대용치에 대한 변수자체의 타당성의 검증 여부는 실시하지 않았다는 점에서한계를 가진다. 그리고 본 연구에서는 시가총액식 지수를 대상으로 분석하여 동일 가중 지수를 사용할 경우에는 결과가 다소 상이하게 나올 수 있으며, 본 연구의 결과는 일별 자료를 사용하여 분석한 결과로 주별 또는 월별 자료를 사용하여 분석하는 경우에는 시장미시구조의 영향을 감소시킬 수 있을 것으로 예상된다.

# 참고문 헌

- 감형규, 신용재(2010),'시장심리와 기업재무특성이 투자전략의 성과에 미치는 영향,' 산 업경제연구, 23(1), 429-450.
- 구맹회, 이윤선(1998),'변동성과 레버리지 효과 그리고 기업규모에 관한 실증연구,' 재무관리연구, 15(2), 1-22.
- 김진호, 황윤재(1996), '시간변동 위험이 주가수익률에 미치는 영향 분석 비모수적 접근 -.' 금융학회지, 1(2), 153-170.
- 신재정, 정범석(1993), '주식수익율 분산의 시간 변동성에 관한 연구,' **재무관리연구**, 10(2), 263-301.
- 오현탁, 이헌상, 이치송(2000), '한국주식시장의 시장상황별 비대칭적 변동성에 관한 실증연구,' 재무관리연구, 17(1), 45-65.
- 이상원(2010), 국제 투자심리지표간의 연관성 분석, '금융공학연구, 9(3), 19-37.
- 이정도, 안영규(1997),'한국증권시장에서 주식수익률의 시계열상관과 조건부분산,' 증권학회지, 20, 105-138.
- 정정현, 김수경(2009), '투자자 심리의 척도로서의 시장유동성이 주식수익률에 미치는 영향,'금융공학연구, 8(4), 65-90.
- 조담(1994), '주식수익률의 조건부 이분산성에 관한 실증적 연구,' 재무연구, 7, 5-36.
- Bailie, R. T. and R. P. De Gennaro(1990), Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 203-214.
- Baker, M. and J. Wurgler(2006), Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns, Journal of Finance, 61, 1645-1680.
- Barber, B. and T. Odean(2000), 'Trading is Hazardous to your Wealth: the Common Stock Investment Performance of Individual Investors,' *Journal of Finance*, 55, 773-806.
- Barber, B. and T. Odean(2008), 'All That Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors,' *The Review of Financial Studies*, 21, 785–818.
- Barberis, N. and M. Huang(2008), 'Stocks as Lotteries: The Implications of Probability Weighting for Security Prices,' *American Economic Review* 98, 2066–2100.
- Bollersley, T.(1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, Journal of

- Econometrics, 31, 307-328.
- Brandt, M. W. and Q. Kang(2004), On the Relationship between the Conditional Mean and Volatility of Stock Returns: a Latent VAR Approach, *Journal of Financial Economics*, 72, 217–257.
- Brandt, M. W. and L. Wang(2007), 'Measuring the Time-varying Risk-return Relation from the Cross-section of Equity Returns,' Unpublished working paper, Duke University, Durham, NC.
- Brown, G. W. and M. T. Cliff(2004), Investor Sentiment and the Near-term Stock Market, Journal of Empirical Finance, 11, 1-27.
- Campbell, J. Y.(1987), Stock Returns and Term Structure, Journal of Financial Economics, 18, 373-399.
- Campbell, J. Y. and Hentschel, L(1992), 'No News is Good News: an Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns,' *Journal of Financial Economics*, 31, 281-318.
- Chan, K. C. Andrew G. Karolyi and R. Stultz(1992), 'Global Financial Markets and the Risk Premium on U.S. Equity,' *Journal of Financial Economics*, 32, 137-167.
- De Long, B. J. Shleifer, A. Summers, L. H. and Waldmann, R(1990), 'Noise Trader Risk in Financial Markets,' *Journal of Political Economics*, 98, 703-738.
- Engle, Robert F.(1982), 'Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,' *Econometrica*, 50, 987–1007.
- Engle, Robert F. David M. Lilien. and Russell P. Robin(1987), 'Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Strucyure: The ARCH-M Model,' *Econometrica*, 55, 391–407.
- French, K. R., W. Schwert and R. F. Stambaugh (1987), Expected Stock Returns and Volatility, Journal of Financial Economics, 19, 3-29.
- Ghysel, E., P. Santa-Clara and R. Valkanov(2005), There is a Risk-return Tradeoff after all, *Journal of Financial Economics*, 76, 509-548.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan and D. E. Runkle(1993), On the Relation between the Expected Value and the Volatility of Nominal Excess Return on Stocks, *Journal of Finance*, 48, 1779–1801.
- Guo, H. and R. F. Whitelaw (2006), 'Uncovering the Risk-return Relation in the Stock

- Market,' Journal of Finance, 61, 1433-1463.
- Harvey, C. R.(2001), 'The Specification of Conditional Expectations,' *Journal of Empirical Finance*, 8, 573–638.
- Karlsson, N., G. Loewenstein and D. Seppi(2005), 'The Ostrich Effect: Selective Attention To Information About Investments,' Unpublished Working Paper, Carnegie Mellon University, Pittsburg, Pa.
- Kumar, A. and C. Lee(2006), 'Retail Investor Sentiment and Return Comovement,' *Journal of Finance*, 61, 2451-2486.
- Lee, C., A. Shleifer and R. H. Thaler(1991), Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle, *Journal of Finance*, 46, 75–109.
- Lemmon, M. and E. Portniagunia(2006), 'Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence,' *Review of financial Studies*, 19, 1499–1529.
- Lettau, M. and S. C. Ludvigson(2003), 'Measuring and Modeling Variation in the Risk-Return Tradeoff,' Unpublished Working Paper, New York University, New York.
- Lewellen, W., R. Lease and G. Schlarbaum(1977), 'Patterns of Investment Strategy and Behavior among Individual Investors,' *Journal of Business*, 50, 296–333.
- Lundblad, C. T.(2007), 'The Risk Return Tradeoff in the Long-Run: 1836-2003,' *Journal of Financial Economics*, 85, 123-150.
- Mackinlay, C. A. and J. W. Park(2004), 'The Relation Between Expected Risk Premium and Conditional Permanent and Transitory Volatility,' Unpublished Working Paper, University of Pennsylvania, Philadelphia, Pa.
- Menkhoff, L. and R. Rebitzky(2008), Investor Sentiment in the US Dollar: Longer-term, Nonlinear Orientation PPP, Journal of Empirical Finance, 15, 455-467.
- Merton, R. C.(1980), 'On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation,' *Journal of Financial Economics*, 8, 323–361.
- Neal, R and S. Wheatley(1998), Do Measures of Investor Sentiment Predict Stock Returns, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 34, 523-547.
- Nelson, D. B(1991), 'Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,' *Econometrica*, 59, 347–370.
- Odean, T.(1998), 'Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?,' Journal of Finance,

- 53, 1775-1798.
- Odean, T.(1999), 'Do Investors Trade too Much?,' *American Economic Review*, 89, 1279-1298.
- Pastor, L., M. Sinha and B. Swaminathan(2008), 'Estimating the Intertemporal Risk-Return Tradeoff Using the Implied Cost of Capital,' *Journal of Finance*, 63, 2859-2897.
- Ritter, J.(1991), 'The Long-Run Performance of Initial Public Offerings,' *Journal of Finance*, 46, 3-27.
- Schmeling, M(2009), Investor Sentiment and Stock Returns: Some International Evidence, Journal of Empirical Finance, 16, 394–408.
- Shefrin, H. and H. Statman(1985), 'The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long: Theory and Evidence,' *Journal of Finance*, 40, 777-790.
- Swaminathan, B(1996), 'Time-Varying Expected Small Firm Returns and Closed-End Fund Discounts,' *Review of Financial Studies*, 9, 845-887.
- Turner, C. M., R. Startz and C. R. Nelson(1989), 'A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk, and Learning in the Stock Market,' *Journal of Financial Economics*, 25, 3-22.
- Whitelaw, R. F.(1994), 'Time Variation and Covariances in the Expectation and Volatility of Stock Market Returns,' *Journal of Finance*, 49, 515-541.
- Yu, J. and Y. Yuan(2011), 'Investor Sentiment and the Mean-Variance Relation,' Journal of Financial Economics, 100, 367-381.
- Yuan, Y(2008), 'Attention and Trading,' Unpublished Working Paper, University of Pennsylvania, Philadelphia, PA.

# Investor Sentiment and the Mean-Variance Relation\*

Seung Wook Jang\*\* Seung Cheol An\*\*\*

-<Abstract>

The purpose of the research is to show the influence of investor sentiment on the market's mean-variance tradeoff. In this paper, we use KOSPI, KOSPI50, KOSPI100, KOSPI200, LARGE INDEX, MEDIUM INDEX, and SMALL INDEX. These data are obtained from KRX(Korea Exchange) for the period January 1 2003 to December 30 2010. And we use GFI and VKOSPI as a investor sentiment index substitute. In the study volatility modes are rolling window model, GARCH and TGARCH.

We find that the moments of returns and realized variance are different between the low and high sentiment regimes. This study shows that the mean-variance tradeoff is impacted by investor sentiment: High sentiment undermines an otherwise positive tradeoff. The empirical evidence is consistent with a large influence of sentiment traders during high-sentiment periods and the intuition that sentiment traders can undermine the risk-return tradeoff.

Key Words: Investor Sentiment, Risk-Return Tradeoff, Behavioral Finance, GFI, VKOSPI

<sup>\* :</sup> This research was supported by the Yeungnam University research grants in 2011.

<sup>\*\* :</sup> Lecturer, School of Business, Yeungnam University

<sup>\*\*\*:</sup> Professor, School of Business, Yeungnam University